



**TUGAS AKHIR - SM141501**

**ANALISIS INTEGRASI PASAR CABAI RAWIT  
MENGUNAKAN MODEL *VECTOR  
AUTOREGRESSIVE* (VAR)  
(Studi Kasus: Harga Cabai Rawit di Kabupaten  
Blitar, Sampang, dan Lumajang)**

**DIAN NUR'AINI  
NRP 06111440000041**

**Dosen Pembimbing  
Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes  
Dra. Laksmi Prita Wardhani, M.Si**

**DEPARTEMEN MATEMATIKA  
Fakultas Matematika, Komputasi, dan Sains Data  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember  
Surabaya 2018**

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*



**FINAL PROJECT - SM141501**

**INTEGRATION ANALYSIS OF RAWIT MARKET  
USING VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) MODEL  
(Case Study: Chili Rawit Price in Blitar, Sampang,  
and Lumajang)**

**DIAN NUR'AINI  
NRP 06111440000041**

**Supervisors  
Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes  
Dra. Laksmi Prita Wardhani, M.Si**

**DEPARTMENT OF MATHEMATICS  
Faculty of Mathematics, Computation, and Data Science  
Sepuluh Nopember Institute of Technology  
Surabaya 2018**

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## LEMBAR PENGESAHAN

### ANALISIS INTEGRASI PASAR CABAI RAWIT MENGUNAKAN MODEL VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR)

(Studi Kasus: Harga Cabai Rawit di Kabupaten Blitar,  
Sampang, dan Lumajang)

### INTEGRATION ANALYSIS OF RAWIT MARKET USING VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) MODEL

(Case Study: Chili Rawit Price in Blitar, Sampang, and  
Lumajang Regency)

#### TUGAS AKHIR

Diajukan untuk memenuhi salah satu syarat  
Untuk memperoleh gelar Sarjana Sains  
Pada bidang studi Matematika Terapan  
Program Studi S-1 Departemen Matematika  
Fakultas Matematika, Komputasi, dan Sains Data  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya


Oleh :

DIAN NUR'AINI  
NRP. 06111440000041

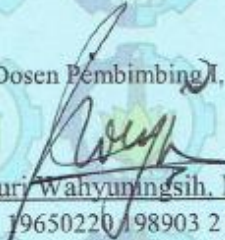
Menyetujui,

Dosen Pembimbing II,

Dosen Pembimbing I,

  
Dra. Laksmi Prita Wardhani, M.Si


NIP. 19611208 198803 2 001

  
Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes

NIP. 19650220 198903 2 002

Mengetahui,

Kepala Departemen Matematika  
FMKSD ITS

  
Dr. Imam Mukhlash, S.Si, MT

NIP. 19700831 199403 1 003

Surabaya, Agustus 2018



**ANALISIS INTEGRASI PASAR CABAI RAWIT  
MENGUNAKAN MODEL *VECTOR*  
*AUTOREGRESSIVE* (VAR)  
(Studi Kasus: Harga Cabai Rawit di Kabupaten Blitar,  
Sampang, dan Lumajang)**

**Nama Mahasiswa : Dian Nur'Aini**  
**NRP : 0611 1440000 041**  
**Departemen : Matematika FMKSD-ITS**  
**Dosen Pembimbing : Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes**  
**Dra. Laksmi Prita Wardhani, M.Si**

**Abstrak**

Cabai merah maupun cabai rawit merupakan salah satu komoditi sayuran yang mempunyai nilai ekonomi yang cukup tinggi dan cukup strategis. Sehingga untuk menjaga kestabilan harga cabai rawit dan ketersediannya di 3 kabupaten di Provinsi Jawa Timur, diperlukan adanya kajian integrasi pasar menggunakan model VAR. Pada penelitian ini pemodelan VAR digunakan untuk analisis hubungan antar harga produsen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang dengan *Forecast Error Decomposition of Variance*, kemudian uji Granger Causality digunakan untuk mendapatkan hubungan kausalitas antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang. Didapatkan model VAR untuk harga cabai rawit antar pasar produsen adalah model VAR(1) dan hubungan kausalitas antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit terjadi secara dua arah hanya pada harga cabai Kabupaten Blitar sedangkan untuk harga cabai Kabupaten Sampang dan Lumajang terjadi hubungan kausalitas satu arah.

***Kata Kunci : Cabai Rawit, Integrasi Pasar, Model VAR, Kausalitas***

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*



**INTEGRATION ANALYSIS OF RAWIT MARKET  
USING VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) MODEL  
(Case Study: Chili Rawit Price in Blitar, Sampang, and  
Lumajang Regency)**

**Name** : Dian Nur'Aini  
**NRP** : 0611 1440000 041  
**Department** : Mathematics FMKSD-ITS  
**Supervisor** : Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes  
Dra. Laksmi Prita Wardhani, M.Si

***Abstract***

*Red chilli and cayenne pepper is one of vegetable commodities that have high economic value and strategic enough. So to maintain the stability of the price and its availability in 3 region in East Java Province, it is necessary to study the market integration using VAR model. In this research, VAR model is used to analyze the relationship between the price of chili pepper producers in Blitar, Sampang, and Lumajang Regency with Forecast Error Decomposition of Variance and the Granger Causality test is used to obtain causality relationship between the price of producers and the chili pepper consumers in Blitar, Sampang, and Lumajang Regency. Obtained VAR model for the price between chili pepper producer market is model of VAR (1) and causality relationship between producer price and consumer price of chili pepper happened in two way only at chili price of Blitar while for price of chili Sampang and Lumajang happened one way causality relationship.*

***Keywords*** : Chili Pepper, Integration Market, VAR Model, Causality

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## KATA PENGANTAR

Assalamualaikum Wr. Wb

Alhamdulillahirobbilalamin, segala puji dan syukur penulis panjatkan ke hadirat Allah SWT yang telah memberikan limpahan rahmat, taufik serta hidayah-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul “Pemodelan Vector Autoregressive (VAR) Untuk Analisis Integrasi Pasar Cabai Rawit (Studi Kasus : Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur)” yang merupakan salah satu persyaratan akademis dalam menyelesaikan Program Sarjana Departemen Matematika FMKSD Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.

Tugas Akhir ini dapat diselesaikan dengan baik berkat kerja sama, bantuan, dan dukungan dari banyak pihak. Sehubungan dengan hal itu, penulis ingin mengucapkan terima kasih dan penghargaan kepada:

1. Dr. Imam Mukhlash, S.Si., M.Si selaku Kepala Departemen Matematika ITS yang telah memberikan dukungan dan motivasi selama perkuliahan hingga selesainya Tugas Akhir ini.
2. Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes dan Dra. Laksmi Prita Wardhani, M.Si selaku Dosen Pembimbing yang telah memberikan bimbingan, arahan, dan motivasi kepada penulis dalam mengerjakan Tugas Akhir ini sehingga dapat selesai dengan baik.
3. Dra. Farida Agustini Widjajati, MS, Ibu Valeriana Lukitosari, S.Si, MT, dan Dr. Dra. Mardlijah, MT selaku Dosen Penguji yang telah memberikan saran demi perbaikan Tugas Akhir.
4. Dr. Chairul Imron, MI.Kom selaku Dosen Wali yang telah memberikan dukungan dan motivasi selama perkuliahan hingga selesainya Tugas Akhir ini.
5. Seluruh jajaran dosen dan staf jurusan Matematika ITS yang tidak dapat penulis sebutkan satu-persatu.

6. Bapak, Ibu, Mbak Yanti, Mbak Ade, Mas Rizal, Alif dan seluruh keluarga penulis yang tidak hentinya memberikan dukungan secara moral dan materiil serta doa untuk kesuksesan penulis
7. Sahabat penulis, Juli, Binuri, Eva, Dinah, Ekky terima kasih karena selalu memberikan semangat, dukungan, dan memberikan doa-doa terbaik untuk penulis.
8. Mbak Winny, Mbak Poppy, dan Anggun yang telah membagi ilmunya kepada penulis yang membantu selama penulisan Tugas Akhir ini.
9. Teman-teman Matematika ITS 2014 yang telah memberikan banyak cerita selama kuliah dan banyak pihak yang tidak dapat ditulis satu persatu oleh penulis yang telah membantu selama penulisan Tugas Akhir ini.

Penulis menyadari bahwa Tugas Akhir ini masih jauh dari kesempurnaan. Oleh karena itu, penulis mengharapkan saran dan kritik dari pembaca. Akhir kata, semoga Tugas Akhir ini bermanfaat bagi semua pihak yang berkepentingan.

Wassalamualaikum Wr. Wb.

Surabaya, Agustus 2018

**Penulis**

## DAFTAR ISI

	Halaman
<b>HALAMAN JUDUL</b> .....	i
<b>LEMBAR PENGESAHAN</b> .....	v
<b>ABSTRAK</b> .....	vii
<b>ABSTRACT</b> .....	ix
<b>KATA PENGANTAR</b> .....	xi
<b>DAFTAR ISI</b> .....	xiii
<b>DAFTAR TABEL</b> .....	xv
<b>DAFTAR GAMBAR</b> .....	xvii
<b>DAFTAR LAMPIRAN</b> .....	xix
<b>BAB I PENDAHULUAN</b>	
1.1 Latar Belakang .....	1
1.2 Rumusan Masalah .....	3
1.3 Batasan Masalah .....	4
1.4 Tujuan .....	4
1.5 Manfaat .....	4
1.6 Sistematika Penulisan Tugas Akhir .....	5
<b>BAB II TINJAUAN PUSTAKA</b>	
2.1 Penelitian Terdahulu .....	7
2.2 Integrasi Pasar .....	8
2.2.1 Integrasi Pasar Vertikal .....	8
2.2.2 Integrasi Pasar Horizontal .....	8
2.3 Identifikasi Data .....	8
2.4 <i>Vector Autoregressive Models</i> (VAR) .....	10
2.5 Spesifikasi dan Estimasi Model VAR .....	12
2.5.1 Uji stasioneritas .....	12
2.5.2 Identifikasi Model VAR .....	16
2.5.3 Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter .....	18
2.5.4 Pengujian Kecukupan Model .....	20

2.5.5 Analisis Struktural Model VAR .....	22
<b>BAB III METODOLOGI PENELITIAN</b>	
3.1 Pengumpulan Data .....	25
3.2 Langkah Analisis Integrasi .....	25
3.3 Diagram Alir Penelitian .....	26
<b>BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN</b>	
4.1 Variabel dan Data Penelitian .....	29
4.2 Integrasi Pasar Horisontal .....	30
4.2.1 Identifikasi Data .....	30
4.2.2 Pengujian Stasioneritas Data .....	35
4.2.3 Identifikasi dan Estimasi Parameter Model .....	42
4.2.4 Penentuan Orde Optimal Model VAR .....	45
4.2.5 Pengujian Signifikansi Parameter Model VAR .....	45
4.2.6 Pengujian Kecukupan Model VAR.....	49
4.2.7 Analisis FEDV .....	51
4.3 Integrasi Pasar Vertikal .....	55
4.3.1 Identifikasi Data .....	55
4.3.2 Pengujian Stasioneritas Data .....	60
4.3.3 Identifikasi dan Estimasi Parameter Model .....	67
4.3.4 Penentuan Orde Optimal Model VAR .....	70
4.3.5 Uji Kausalitas Granger .....	71
<b>BAB V PENUTUP</b>	
5.1 Kesimpulan .....	77
5.2 Saran .....	78
<b>DAFTAR PUSTAKA</b> .....	79
<b>LAMPIRAN</b> .....	81
<b>BIODATA PENULIS</b> .....	113

## DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1 Transformasi Box-Cox.....	13
Tabel 4.1 Rata-Rata Harga Produsen Cabai Rawit .....	31
Tabel 4.2 Statistika Deskriptif Harga Produsen Cabai Rawit.....	31
Tabel 4.3 Nilai Korelasi Pearson Antar Variabel Harga Produsen Cabai Rawit.....	34
Tabel 4.4 Hasil Uji Korelasi Antar Variabel Harga Produsen Cabai Rawit.....	35
Tabel 4.5 Hasil Uji ADF Harga Produsen Cabai Rawit...	42
Tabel 4.6 Estimasi Parameter Model VAR (1) Harga Produsen Cabai Rawit .....	43
Tabel 4.7 Estimasi Parameter Model VAR (2) Harga Produsen Cabai Rawit .....	44
Tabel 4.8 Hasil AIC Variabel Harga Produsen Cabai Rawit .....	45
Tabel 4.9 Signifikansi Parameter VAR (1) Sebelum <i>Restrict</i> .....	46
Tabel 4.10 Signifikansi Parameter VAR (1) Sesudah <i>Restrict</i> .....	47
Tabel 4.11 Hasil Uji Asumsi Independensi Residual.....	50
Tabel 4.12 Dekomposisi Variansi: Harga Produsen Cabai Rawit Blitar.....	52
Tabel 4.13 Dekomposisi Variansi: Harga Produsen Cabai Rawit Sampang.....	53
Tabel 4.14 Dekomposisi Variansi: Harga Produsen Cabai Rawit Lumajang .....	54
Tabel 4.15 Rata-Rata Harga Konsumen Cabai Rawit.....	55

Tabel 4.16	Statistika Deskriptif Harga Konsumen Cabai Rawit.....	56
Tabel 4.17	Nilai Korelasi Pearson Variabel $Y_{1,t}$ dengan $Y_{4,t}$ .....	58
Tabel 4.18	Nilai Korelasi Pearson Variabel $Y_{2,t}$ dengan $Y_{5,t}$ .....	58
Tabel 4.19	Nilai Korelasi Pearson Variabel $Y_{3,t}$ dengan $Y_{6,t}$ .....	58
Tabel 4.20	Hasil Uji Korelasi Antar Variabel Harga Produsen dengan Harga Konsumen .....	59
Tabel 4.21	Hasil Uji ADF Harga Konsumen Cabai Rawit	67
Tabel 4.22	Hasil AIC Variabel $Y_{1,t}$ dengan $Y_{4,t}$ .....	70
Tabel 4.23	Hasil AIC Variabel $Y_{2,t}$ dengan $Y_{5,t}$ .....	71
Tabel 4.24	Hasil AIC Variabel $Y_{3,t}$ dengan $Y_{6,t}$ .....	71
Tabel 4.25	Hasil Uji Kausalitas Granger Variabel $Y_{1,t}$ dengan $Y_{4,t}$ .....	72
Tabel 4.26	Hasil Uji Kausalitas Granger Variabel $Y_{2,t}$ dengan $Y_{5,t}$ .....	74
Tabel 4.27	Hasil Uji Kausalitas Granger Variabel $Y_{3,t}$ dengan $Y_{6,t}$ .....	75



## DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 3.1 Diagram Alir Analisis Integrasi Pasar Horizontal .....	27
Gambar 3.2 Diagram Alir Analisis Integrasi Pasar Vertikal.....	28
Gambar 4.1 <i>Time Series</i> Plot dari Variabel $Y_{1,t}$ .....	32
Gambar 4.2 <i>Time Series</i> Plot dari Variabel $Y_{2,t}$ .....	33
Gambar 4.3 <i>Time Series</i> Plot dari Variabel $Y_{3,t}$ .....	33
Gambar 4.4 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{1,t}$ .....	36
Gambar 4.5 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{1,t}$ Transformasi ( $\lambda=0$ ).....	36
Gambar 4.6 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{1,t}$ Transformasi ( $\lambda = -0,5$ ) .....	37
Gambar 4.7 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{1,t}$ Transformasi ( $\lambda = 1,45$ ).....	37
Gambar 4.8 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{2,t}$ .....	38
Gambar 4.9 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{2,t}$ Transformasi ( $\lambda = 0$ ).....	39
Gambar 4.10 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{2,t}$ Transformasi ( $\lambda = -0,5$ ) .....	39
Gambar 4.11 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{3,t}$ .....	40
Gambar 4.12 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{3,t}$ Transformasi ( $\lambda = 0$ ).....	41
Gambar 4.13 Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{3,t}$ Transformasi ( $\lambda = 2$ ).....	41
Gambar 4.14 Plot MPACF dari Variabel $Y_{1,t}$ , $Y_{2,t}$ , $Y_{3,t}$ .....	43
Gambar 4.15 Hasil Uji Normalitas <i>Jarque-Bera</i> .....	51

Gambar 4.16	<i>Time Series</i> Plot dari Variabel $Y_{4,t}$ .....	57
Gambar 4.17	<i>Time Series</i> Plot dari Variabel $Y_{5,t}$ .....	57
Gambar 4.18	<i>Time Series</i> Plot dari Variabel $Y_{6,t}$ .....	57
Gambar 4.19	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{4,t}$ .....	60
Gambar 4.20	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{4,t}$ Transformasi ( $\lambda = -0,5$ ) .....	61
Gambar 4.21	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{4,t}$ Transformasi ( $\lambda = 0,5$ ) .....	61
Gambar 4.22	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{5,t}$ .....	62
Gambar 4.23	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{5,t}$ Transformasi ( $\lambda = 0$ ) .....	63
Gambar 4.24	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{5,t}$ Transformasi ( $(\lambda = 0)$ ) .....	63
Gambar 4.25	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{5,t}$ Transformasi ( $\lambda = 0,54$ ) .....	64
Gambar 4.26	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{6,t}$ .....	65
Gambar 4.27	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{6,t}$ Transformasi ( $\lambda = 0$ ) .....	65
Gambar 4.28	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{6,t}$ Transformasi ( $(\lambda = 0)$ ) .....	66
Gambar 4.29	Plot Box-Cox dari Variabel $Y_{6,t}$ Transformasi ( $\lambda = 0,47$ ) .....	66
Gambar 4.30	Plot MPACF Variabel $Y_{1,t}$ dengan $Y_{4,t}$ .....	68
Gambar 4.31	Plot MPACF Variabel $Y_{2,t}$ dengan $Y_{5,t}$ .....	69
Gambar 4.32	Plot MPACF Variabel $Y_{3,t}$ dengan $Y_{6,t}$ .....	70

## DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
<b>Lampiran A</b> Data Harga Produsen Cabai Rawit Pada Tiga Kabupaten di Jawa Timur Tahun 2012-2017 (Rp/Kg) .....	81
<b>Lampiran B</b> Data Harga Konsumen Cabai Rawit Pada Tiga Kabupaten Di Jawa Timur Tahun 2012-2017.....	85
<b>Lampiran C</b> Hasil Uji ADF Pada Data Harga Produsen dan Harga Konsumen Cabai Rawit di Tiga Kabupaten .....	89
<b>Lampiran D</b> Syntax Program SAS Plot MPACF.....	93
<b>Lampiran E</b> Syntax Program SAS Estimasi Parameter Model VAR.....	95
<b>Lampiran F</b> <i>Syntax Program SAS Estimasi Parameter</i> <i>Model VAR Restrict</i> .....	97
<b>Lampiran G</b> Hasil Estimasi Parameter Model VAR Harga Konsumen Cabai Rawit di Tiga Kabupaten.....	99
<b>Lampiran H</b> Hasil Uji Asumsi Residual Independen.....	103
<b>Lampiran I</b> Tabel Distribusi Normal.....	105
<b>Lampiran J</b> Tabel Distribusi Chi-Square.....	107
<b>Lampiran K</b> Tabel Distribusi F.....	109
<b>Lampiran L</b> Tabel MacKinnon.....	111

## **BAB I**

### **PENDAHULUAN**

Bab ini dibahas hal-hal yang menjadi latar belakang dalam penulisan Tugas Akhir. Didalamnya meliputi rumusan permasalahan dan diberikan batasan masalah untuk memperoleh tujuan serta manfaat dari penulisan Tugas Akhir ini.

#### **1.1 Latar Belakang**

Cabai (*Capsicum annum L*) termasuk salah satu komoditi sayuran yang mempunyai nilai ekonomi yang cukup tinggi, karena peranannya yang cukup besar untuk memenuhi kebutuhan domestik sebagai komoditi ekspor dan industri pangan. Cabai juga digunakan sebagai penyedap masakan dan penambah selera makan dalam memenuhi kebutuhan masyarakat Indonesia. Oleh karena itu cabai merupakan komoditas sayuran yang cukup strategis, baik cabai merah maupun cabai rawit [1].

Kebutuhan cabai untuk kota besar yang berpenduduk satu juta atau lebih sekitar 800.000 ton/tahun atau 66.000 ton/bulan. Belum termasuk kebutuhan cabai untuk masyarakat pedesaan atau kota-kota kecil, bahan baku olahan, dan kebutuhan di musim hajatan serta hari besar keagamaan. Untuk memenuhi seluruh kebutuhan cabai tersebut diperlukan pasokan cabai yang mencukupi. Apabila pasokan cabai kurang atau lebih rendah dari konsumsi maka akan terjadi kenaikan harga. Sebaliknya apabila pasokan cabai melebihi kebutuhan maka harga akan turun. Fluktuasi harga ini terjadi hampir setiap tahun dan menimbulkan keresahan bagi masyarakat [1].

Fluktuasi harga cabai terjadi karena faktor produksi, faktor hujan, biaya produksi dan panjangnya saluran distribusi. Upaya untuk mengurangi lonjakan harga cabai adalah dengan tetap menyediakan pasokan cabai yang cukup di pasar melalui

penanaman cabai sepanjang musim, termasuk pada musim hujan [1].

Kontribusi produksi cabai di Indonesia lebih didominasi oleh produksi dari pulau Jawa. Berdasarkan data rata-rata produksi tahun 2011-2015, sentra produksi cabai rawit di Indonesia menempatkan provinsi Jawa Timur berada pada peringkat pertama dengan rata-rata kontribusinya sebesar 31.03% sedangkan sentra produksi cabai merah di Indonesia pada peringkat pertama ada provinsi Jawa Barat yang memberikan kontribusi sebesar 22.95%. Produksi cabai rawit di Jawa Timur terdapat di sebagian besar kabupaten terutama di Blitar. Pada tahun 2015, produksi cabai rawit di Jawa Timur didominasi oleh kabupaten Blitar dengan besar kontribusinya adalah 16,20% yang diikuti oleh kontribusi kabupaten Kediri sebesar 10,62%, kontribusi kabupaten Sampang sebesar 9,75%, kontribusi kabupaten Jember sebesar 9,62%, kontribusi kabupaten Malang sebesar 8,93%, dan kontribusi kabupaten Lumajang sebesar 8,26% [1].

Untuk menjaga kestabilan harga dan ketersediaan cabai rawit di Jawa Timur, diperlukan adanya kajian integrasi pasar. Integrasi pasar penting untuk melihat sejauh mana kelancaran informasi dan efisiensi pemasaran. Teori ekonomi biasanya digunakan untuk mendeskripsikan hubungan antar variabel. Namun teori ekonomi saja tidak cukup menyediakan spesifikasi model dinamis antar variabel karena adanya endogenitas variabel baik di sisi dependent maupun independent. Perlu digunakan alat analisis yang biasa digunakan untuk menjawab permasalahan penelitian secara kuantitatif yaitu menggunakan model *Vector Autoregressive* (VAR). Hal ini dikarenakan perubahan harga pasar merupakan salah satu fenomena penyebab terjadi pola yang bersifat dinamis [2]. Sehingga pendekatan model yang tepat menggunakan model regresi dinamis yaitu model VAR. Pemodelan VAR merupakan salah satu pendekatan model yang umum digunakan untuk menguji integrasi pasar. Model

VAR mendeskripsikan proses generasi gabungan dari sejumlah variabel, sehingga model tersebut dapat digunakan untuk menyelidiki hubungan antar variabel [3].

Pada penulisan Tugas Akhir ini analisis data harga produsen dan harga konsumen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang dilakukan menggunakan metode VAR untuk mendapatkan analisis integrasi pasar cabai rawit. Dengan Kabupaten Blitar merupakan salah satu wilayah sentra utama penghasil cabai rawit di Jawa Timur dan pada tahun 2015 kontribusi produksinya sebesar 16.20% yang menempati posisi pertama diantara beberapa kabupaten sentra cabai rawit menurut angka tetap (ATAP) Hortikultura [1] dan [4]. Sehingga hasil produksi cabai rawit blitar sangat dibutuhkan oleh wilayah sampang dan lumajang dikarenakan hasil produksi cabai rawit di Kabupaten Sampang dan Lumajang masih memerlukan pengembangan untuk menjaga kestabilan harga komoditas tersebut. Cabai rawit dipilih sebagai objek penelitian karena cabai rawit merupakan salah satu komoditas hortikultura kelompok rempah yang populer dan Provinsi Jawa Timur merupakan salah satu sentra produksi cabai rawit di Indonesia. Sehingga pada penelitian ini dapat memberikan manfaat dalam menjaga kestabilan harga dan ketersediaan cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang.

## 1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang tersebut, dapat disusun permasalahan dalam Tugas Akhir ini sebagai berikut :

1. Bagaimana analisis hubungan harga cabai rawit antar pasar produsen di 3 kabupaten di Provinsi Jawa Timur menggunakan model VAR ?
2. Bagaimana hasil uji kausalitas menggunakan *Granger Causality* untuk hubungan sebab akibat antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit di 3 kabupaten di Provinsi Jawa Timur ?

### 1.3 Batasan Masalah

Batasan masalah yang digunakan pada Tugas Akhir ini sebagai berikut :

1. Data yang digunakan adalah data sekunder berupa data Harga Produsen Cabai Rawit dan data Harga Konsumen Cabai Rawit periode Januari 2012-Desember 2017 yang diperoleh dari Dinas Pertanian Tanaman Pangan dan Holtikultura Provinsi Jawa Timur dan website resmi Dinas Perindustrian dan Perdagangan Provinsi Jawa Timur (SISKAPERBAPO).
2. Data Harga Produsen Cabai Rawit dan Harga Konsumen Cabai Rawit yang digunakan adalah data bulanan di kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang dikarenakan data harga produsen dan konsumen cabai rawit pada 3 kabupaten tersebut yang tersedia dengan lengkap di periode Januari 2012-Desember 2017.
3. Simulasi yang digunakan dalam Tugas Akhir ini menggunakan *software* SAS, Minitab, dan Eviews.

### 1.4 Tujuan

Tujuan dalam Tugas Akhir ini sebagai berikut :

1. Mendapatkan model VAR untuk analisis hubungan harga cabai rawit antar pasar produsen di 3 kabupaten di Provinsi Jawa Timur.
2. Mendapatkan hubungan sebab akibat antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit di 3 kabupaten di Provinsi Jawa Timur.

### 1.5 Manfaat

Manfaat yang dapat diperoleh dari Tugas Akhir ini sebagai berikut :

1. Sebagai referensi bagi peneliti untuk melakukan penelitian selanjutnya.

2. Sebagai alternatif pertimbangan bagi pemerintah dan masyarakat dalam menjaga kestabilan harga dan produksi cabai rawit di kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang.

## **1.6 Sistematika Penulisan Tugas Akhir**

Sistematika penulisan dalam laporan Tugas Akhir ini sebagai berikut :

### **1. BAB I : PENDAHULUAN**

Bab ini menjelaskan latar belakang penyusunan Tugas Akhir, rumusan masalah, batasan masalah, tujuan, manfaat dan sistematika penulisan laporan Tugas Akhir.

### **2. BAB II : DASAR TEORI**

Bab ini menjelaskan tentang integrasi pasar, model VAR, spesifikasi dan estimasi model VAR, uji kecukupan model, dan analisis struktural dengan model VAR.

### **3. BAB III : METODOLOGI**

Bab ini menjelaskan tentang tahap-tahap yang dilakukan dalam penyusunan Tugas Akhir ini.

### **4. BAB IV : ANALISIS DAN PEMBAHASAN**

Bab ini menjelaskan tentang analisis dan pembahasan mendapatkan analisis integrasi pasar menggunakan metode VAR pada data harga produsen dan harga konsumen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang.

### **5. BAB V : PENUTUP**

Bab ini menjelaskan kesimpulan yang diperoleh dari pembahasan masalah pada bab sebelumnya serta saran untuk pengembangan penelitian selanjutnya.



*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## **BAB II**

### **TINJAUAN PUSTAKA**

Pada bab ini dibahas tentang penelitian terdahulu mengenai integrasi pasar, pengetahuan tentang integrasi pasar, *Vector Autoregressive Models* (VAR), spesifikasi dan estimasi model VAR, uji kecukupan model, dan analisis struktural dengan model VAR.

#### **2.1 Penelitian Terdahulu**

Rujukan penelitian terdahulu yang digunakan adalah penelitian dari Rizky Aditya Akbar pada tahun 2016 mengenai analisis integrasi pasar bawang merah menggunakan metode Vector Error Correction Model (VECM), pada penelitian ini dilakukan integrasi pasar spasial pada harga bawang merah ditingkat grosir di wilayah Brebes, Tegal, Pemalang, Semarang, Salatiga, dan Surakarta dan integrasi pasar vertikal pada harga bawang merah di tingkat grosir dan konsumen di wilayah Tegal, Semarang, dan Surakarta. Hasil nya pasar bawang merah di Jawa Tengah tidak terintegrasi spasial secara penuh dan integrasi pasar vertikal hanya terjadi pada kota Semarang saja [5].

Penelitian lainnya adalah penelitian yang dilakukan oleh Ratya Anindita dan Sawitania C.D.U.S pada tahun 2013 mengenai analisis integrasi pasar vertikal cabai merah besar (*Capsicum annum L.*) di Jawa Timur. Pada penelitian ini didapatkan bahwa pasar di tingkat petani, pedagang besar, dan pedagang pengecer terintegrasi dalam jangka panjang dan pendek [6].

Selanjutnya penelitian yang dilakukan oleh Junaidi Zamhari pada tahun 2006 tentang analisis integrasi pasar gandum dan tepung terigu dunia dengan pasar tepung terigu domestik, serta pengaruh bea masuk (pendekatan metode VAR). Hasil pada penelitian ini menunjukkan pasar gandum dan tepung terigu dunia terintegrasi kuat dengan pasar tepung

terigu domestik dan bea masuk tepung terigu tidak berpengaruh terhadap integrasi pasar yang terjadi [7].

## **2.2 Integrasi Pasar**

Integrasi pasar merupakan salah satu analisis kuantitatif yang dapat digunakan untuk melihat efisiensi harga. Integrasi pasar atau keterpaduan pasar dapat digunakan untuk menguji hubungan antara pasar satu dengan pasar lainnya, untuk melihat struktur dan perilaku pasar [8].

Untuk menganalisa perilaku pasar ini terdapat dua pendekatan integrasi sebagai berikut [9] :

### **2.2.1 Integrasi Pasar Vertikal**

Analisis integrasi pasar vertikal mampu menjelaskan kekuatan tawar-menawar antara petani dengan lembaga pemasaran atau antar lembaga pemasaran. Integrasi pasar vertikal digunakan untuk melihat keadaan pasar baik antar pasar lokal, kecamatan, kabupaten, pasar provinsi, dan bahkan pasar nasional.

### **2.2.2 Integrasi Pasar Horisontal**

Integrasi pasar horisontal digunakan untuk melihat apakah mekanisme harga pada tingkat pasar yang sama, misalnya antar pasar desa atau antar kecamatan atau antar kabupaten, sudah berjalan dengan serentak atau belum. Ada tiga pendekatan yang umum digunakan untuk melihat integrasi pasar dan keterkaitan harga sebagai berikut [10] :

1. Pendekatan dengan Metode Korelasi.
2. Pendekatan dengan Regresi Sederhana.
3. Pendekatan dengan Vektor Autoregresi.

## **2.3 Identifikasi Data**

Identifikasi data dilakukan untuk mendapatkan sifat-sifat dari data runtun waktu sebelum digunakan untuk analisis

dengan model *time series*. Plot data runtun waktu dapat memberikan informasi mengenai sifat-sifat yang dimiliki data dengan analisis secara visual. Salah satu bentuk model *time series* adalah model *vector time series* yang dapat digunakan untuk mendeskripsikan hubungan diantara beberapa variabel runtun waktu [11]. Pendugaan hubungan antar variabel pada data awal perlu dilakukan sebelum melakukan analisa data menggunakan model *vector time series*. Ukuran hubungan linear antar dua peubah dapat diduga menggunakan koefisien korelasi momen-hasilkali Pearson ( $r$ ) yang dapat diperoleh dengan rumus sebagai berikut [12] :

$$r = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - (\sum_{i=1}^n x_i)(\sum_{i=1}^n y_i)}{\sqrt{[n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2][n \sum_{i=1}^n y_i^2 - (\sum_{i=1}^n y_i)^2]}} \quad (2.1)$$

Pengujian hipotesa untuk uji korelasi didasarkan pada besaran yang menghampiri sebaran normal. Sehingga sistematika untuk uji korelasi antar dua variabel dilakukan dengan cara sebagai berikut [12] :

Hipotesa :

$H_0 : \rho = 0$  (tidak ada hubungan linear antar peubah)

$H_1 : \rho \neq 0$  (ada hubungan linear antara peubah)

Statistik Uji :

$$z = \frac{\sqrt{n-3}}{2} \ln \left[ \frac{(1+r)(1-\rho_0)}{(1-r)(1+\rho_0)} \right] \quad (2.2)$$

dengan  $r$  adalah nilai korelasi Pearson,  $n$  adalah banyak pengamatan, dan  $\rho_0$  adalah nilai tertentu dari koefisien korelasi populasi.

Kriteria Pengujian :

Pada tingkat signifikansi  $(1 - \alpha)\%$ ,  $H_0$  ditolak jika nilai  $z > Z_{\frac{\alpha}{2}}$  pada tabel distribusi normal.

## 2.4 Vector Autoregressive Models (VAR)

Proses VAR sangat populer dibidang ekonomi dan ilmu sains karena proses tersebut adalah model yang fleksibel dan sederhana untuk data time series multivariat [13]. Model VAR merupakan pengembangan dari model *Autoregressive* (AR) dan asumsi kestasioneran data sangat diperhatikan. Bentuk sebuah proses regresi dengan dirinya sendiri yang biasa disebut proses AR dengan orde  $p$  sebagai berikut :

$$Y_t = v + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + U_t; U_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (2.3)$$

dengan  $Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}$  dan  $U_t$  adalah variabel acak. Pada proses AR diasumsikan bahwa nilai error  $U_t$  untuk periode yang berbeda tidak saling berkorelasi. Jika dipertimbangkan beberapa runtun waktu sebanyak  $K$  variabel dan  $Y_t$  sebagai vektor acak maka persamaan (2.3) menjadi :

$$Y_{1,t} = v_1 + a_{11} Y_{1,t-1} + a_{12} Y_{2,t-1} + a_{1K} Y_{K,t-1} + \dots + a_{11} Y_{1,t-p} + a_{12} Y_{2,t-p} + a_{1K} Y_{K,t-p} + U_{1,t} \quad (2.4)$$

$$Y_{2,t} = v_2 + a_{21} Y_{1,t-1} + a_{22} Y_{2,t-1} + a_{2K} Y_{K,t-1} + \dots + a_{21} Y_{1,t-p} + a_{22} Y_{2,t-p} + a_{2K} Y_{K,t-p} + U_{2,t} \quad (2.5)$$

$\vdots$

$$Y_{K,t} = v_K + a_{K1} Y_{1,t-1} + a_{K2} Y_{2,t-1} + a_{KK} Y_{K,t-1} + \dots + a_{K1} Y_{1,t-p} + a_{K2} Y_{2,t-p} + a_{KK} Y_{K,t-p} + U_{K,t} \quad (2.6)$$

Secara lebih jelas, persamaan (2.4), (2.5), dan (2.6) dapat dinotasikan dalam bentuk matriks berikut ini :

$$\begin{aligned}
\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \\ \vdots \\ Y_{K,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} & \cdots & a_{1K,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} & \cdots & a_{2K,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{K1,1} & a_{K2,1} & \cdots & a_{KK,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \\ \vdots \\ Y_{K,t-1} \end{bmatrix} + \cdots \\
&+ \begin{bmatrix} a_{11,p} & a_{12,p} & \cdots & a_{1K,p} \\ a_{21,p} & a_{22,p} & \cdots & a_{2K,p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{K1,p} & a_{K2,p} & \cdots & a_{KK,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-p} \\ Y_{2,t-p} \\ \vdots \\ Y_{K,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_{1,t} \\ U_{2,t} \\ \vdots \\ U_{K,t} \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

Sehingga bentuk model *Vector Autoregressive* (VAR) dengan orde  $p$  atau yang ditulis VAR( $p$ ) adalah [14] :

$$Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{t-p} + U_t; U_t \sim N_k(0, \Sigma_u) \quad (2.7)$$

dengan,

$Y_t = (Y_{1,t}, \dots, Y_{K,t})'$  adalah vektor acak dari variabel endogen pada saat  $t$  berukuran  $(K \times 1)$

$v = (v_1, \dots, v_K)'$  adalah vektor konstanta berukuran  $(K \times 1)$

$A_i$  : matriks koefisien ke- $i$  berukuran  $(K \times K)$ ;  
 $i = 1, \dots, p$

$Y_{t-i} = (Y_{1,t-i}, \dots, Y_{K,t-i})'$  adalah vektor acak dari variabel endogen pada saat  $t-i$  berukuran  $(K \times 1)$ ;  
 $i = 1, \dots, p$

$U_t = (U_{1,t}, \dots, U_{K,t})'$  adalah vektor *error* pada saat  $t$

$U_t$  merupakan proses error dimensi- $K$  yang diasumsikan memiliki proses *white noise* yaitu vektor rata-ratanya nol  $E(U_t) = 0$ , kovarian matriksnya  $E(U_t U_t') = \Sigma_u$  memiliki nilai yang sama antar waktu (*time invariant*) dan  $U_t$  tidak saling berkorelasi atau *independent* [13].

## 2.5 Spesifikasi dan Estimasi Model *Vector Autoregressive (VAR)*

Di dalam analisis runtun waktu, asumsi stasioneritas dari data merupakan sifat yang penting. Stasioneritas dapat diartikan bahwa tidak terdapat kenaikan atau penurunan pada data. Suatu data runtun waktu  $Y_t$  dikatakan memiliki proses stasioner apabila mean, varian, dan kovarian dari  $Y_t$  konstan terhadap waktu ( $t$ ) [11]. Sehingga mean dari  $Y_t$  adalah :

$$E(Y_t) = E(Y_{t+k}) = \mu$$

dan varian dari  $Y_t$  adalah :

$$E(Y_t - \mu)^2 = E(Y_{t+k} - \mu)^2 = \sigma^2$$

sedangkan kovarian diantara  $Y_t$  dan  $Y_{t+k}$  merupakan fungsi perbedaan waktu  $|t - (t + k)|$  sehingga dapat dituliskan kovarian antara  $Y_t$  dan  $Y_{t+k}$  sebagai berikut :

$$\gamma_k = Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)$$

### 2.5.1 Uji Stasioneritas

Kestasioneran data secara varian dapat dilihat dari plot Transformasi Box-Cox, dikatakan stasioner jika nilai *lambda estimate* nya mendekati 1. Untuk mengatasi ketidakstasioneran dalam varian dapat dilakukan dengan transformasi Box-Cox pada data untuk mendapatkan varian yang stabil [11]. Pengujian stasioneritas dalam rata-rata dapat digunakan uji akar unit *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Jika data tidak stasioner dalam rata-rata maka dilakukan proses *differencing* [15].

## 1. Transformasi Box-Cox

Box dan Cox memperkenalkan suatu transformasi terhadap varian yang tidak konstan menggunakan transformasi pangkat sebagai berikut [11] :

$$T(Z_t) = \frac{(Z_t^\lambda - 1)}{\lambda}, \lambda \neq 0$$

dengan  $T(Z_t)$  adalah transformasi Box-Cox dan  $\lambda$  sebagai parameter transformasi. Transformasi Box-Cox adalah transformasi pangkat pada variabel tak bebas dimana variabel tak bebasnya bernilai positif. Box dan Cox mempertimbangkan kelas transformasi berparameter tunggal yaitu  $\lambda$  yang dipangkatkan pada variabel tak bebas  $Y$ , sehingga transformasinya menjadi  $Y^\lambda$  dengan  $\lambda$  adalah parameter yang perlu diduga. Berikut ini ditunjukkan beberapa nilai  $\lambda$  yang biasa digunakan beserta aturan transformasi Box-Cox pada Tabel 2.1.

**Tabel 2.1** Transformasi Box-Cox

Nilai $\lambda$	Transformasi
-1	$1/Z_t$
-0.5	$1/\sqrt{Z_t}$
0	$\ln Z_t$
0.5	$\sqrt{Z_t}$
1	$Z_t$ (tidak ada transformasi)

## 2. Uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF)

Uji ini merupakan salah satu uji yang paling sering digunakan dalam pengujian stasioneritas data, yakni uji yang dilakukan untuk mengamati keberadaan akar unit pada



persamaan model yang diestimasi. Ide dasar uji akar unit untuk kestasioneran data dimulai dari persamaan model AR(1) berikut ini [16] :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t, -1 \leq \rho \leq 1$$

dengan  $U_t$  adalah istilah untuk error yang bersifat *white noise* dan jika  $\rho = 1$  maka pada kasus ini persamaan model mengandung akar unit dan diketahui sebagai proses stokastik yang tidak stasioner. Dari ide tersebut, Dickey dan Fuller memperkenalkan tiga bentuk persamaan regresi Dickey-Fuller untuk melakukan uji akar unit dalam pengujian stasioneritas pada data runtun waktu. Adapun tiga persamaan regresi Dickey-Fuller (DF) adalah sebagai berikut [16] :

- a. Persamaan regresi DF tanpa trend dan intercept

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t$$

- b. Persamaan regresi DF dengan intercept

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + U_t$$

- c. Persamaan regresi DF dengan trend dan intercept

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 s + \delta Y_{t-1} + U_t$$

dengan  $t$  adalah variabel waktu dan  $s$  adalah variabel trend dan  $U_t$  istilah error yang *white noise*. Jika  $\delta = 0$  maka  $\rho = 1$  yang artinya terdapat akar unit dan data runtun waktu yang dipertimbangkan adalah tidak stasioner. Selanjutnya untuk kasus  $U_t$  yang saling berkorelasi, Dickey dan Fuller mengembangkan sebuah uji yang dikenal sebagai uji Augmented Dickey Fuller (ADF). Uji ini dilakukan untuk menguji hipotesa keberadaan akar unit pada persamaan regresi ADF. Persamaan regresi ADF merupakan pengembangan dari persamaan regresi DF dengan menambahkan nilai-nilai lag dari variabel dependen  $\Delta Y_t$

pada tiga persamaan regresi DF sehingga persamaan regresi ADF sebagai berikut :

a. Persamaan regresi ADF tanpa trend dan intercept

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta Y_{t-j} + U_t$$

b. Persamaan regresi ADF dengan intercept

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta Y_{t-j} + U_t$$

c. Persamaan regresi ADF dengan trend dan intercept

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta Y_{t-j} + U_t$$

dengan,

$\Delta Y_t$  : *difference* (pembeda) pertama dari variabel  $Y_t$

$\delta$  : koefisien lag dari variabel  $Y_t$

$\beta_1$  : komponen konstanta

$\beta_2$  : komponen trend

$\Sigma \Delta Y_{t-j}$  : jumlahan perubahan nilai lag dari variabel dependen

$\phi_j$  : koefisien perubahan nilai masa lalu (nilai lag)

$U_t$  : komponen *error term* yang *white noise*

Untuk melakukan pengujian hipotesa akar unit pada persamaan regresi DF/ADF menggunakan statistik tau ( $\tau$ ) dengan sistematika uji hipotesis sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0$  :  $\delta = 0$  (terdapat akar unit)

$H_1$  :  $\delta < 0$  (tidak terdapat akar unit)

Statistik Uji :

$$|\tau| = \left| \frac{\hat{\delta}}{Se(\hat{\delta})} \right| \quad (2.8)$$

dengan  $\hat{\delta}$  adalah penaksir kuadrat terkecil dari  $\delta$  dan  $Se(\hat{\delta})$  adalah standard error dari  $\hat{\delta}$ .

$$t_{\text{tabel}} = \phi_{\infty} + \phi_1 T^{-1} + \phi_2 T^{-2} \text{ (tabel MacKinnon)}$$

Kriteria Pengujian :

Pada tingkat signifikansi  $(1 - \alpha)\%$ ,  $H_0$  ditolak jika nilai  $|\tau|$  memiliki nilai lebih dari nilai kritis pada saat  $\alpha$ . Jika  $H_0$  ditolak maka data stasioner [16].

### 2.5.2 Identifikasi Model VAR

Identifikasi model *vector autoregressive* dari sebuah observasi vector time series  $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$  dapat dilihat dari pola matriks parsial korelasi (MPACF) untuk mendapatkan orde model *vector AR* ( $p$ ) setelah dilakukan proses mengatasi ketidakstasioneran data menjadi data stasioner [11]. Fungsi autokorelasi parsial adalah sebuah alat yang digunakan untuk identifikasi orde dari model *univariate AR*. Generalisasi dari konsep PACF ke dalam bentuk proses vector time series diusulkan oleh Tiao dan Box. Tiao dan Box mendefinisikan matriks parsial *autoregression* pada lag  $s$ , dinotasikan oleh  $\wp(s)$  yang menjadi koefisien matriks terakhir ketika data diterapkan ke sebuah proses *vector autoregressive* dengan orde  $s$ . Fungsi matriks autoregresi parsial didefinisikan menjadi [11] :

$$\wp(s) = \begin{cases} \Gamma'(1)[\Gamma(0)]^{-1} & ; s = 1 \\ \{\Gamma'(s) - c'(s)[A(s)]^{-1}b(s)\} \\ \{\Gamma(0) - b'(s)[A(s)]^{-1}b(s)\}^{-1}; & s > 1 \end{cases}$$

Sedangkan untuk  $s \geq 2$  maka  $A(s)$ ,  $b(s)$ , dan  $c(s)$  didefinisikan sebagai berikut [11] :

$$A(s) = \begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma'(1) & \dots & \Gamma(s-2) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \dots & \Gamma(s-3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma(s-2) & \Gamma(s-3) & \dots & \Gamma(0) \end{bmatrix}$$

$$b(s) = \begin{bmatrix} \Gamma'(s-1) \\ \Gamma'(s-2) \\ \vdots \\ \Gamma'(1) \end{bmatrix}, c(s) = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(s-1) \end{bmatrix}$$

Untuk memudahkan identifikasi orde model AR untuk proses vector AR ( $p$ ), diidentifikasi berdasarkan nilai MPACF yang dinotasikan dalam bentuk simbol (+), (-), dan (.) dengan (+) menotasikan sebuah nilai lebih besar dari 2 kali estimasi standard error, (-) menotasikan nilai kurang dari -2 kali estimasi standard error dan (.) menotasikan nilai diantara  $\pm 2$  kali estimasi standard error. Pemilihan orde optimal dari model VAR dapat menggunakan perhitungan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) untuk mendapatkan model VAR dengan orde yang optimal. Perhitungan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) didapatkan dengan rumus sebagai berikut [5] :

$$AIC(p) = \ln \det(\hat{\Sigma}_u(p)) + \frac{2pk^2}{T} \quad (2.9)$$

dengan  $\hat{\Sigma}_u(p)$  merupakan matriks kovarians residual dari model VAR dengan lag  $p$ ,  $T$  adalah ukuran sampel dan  $k$  adalah jumlah variabel endogen. Nilai lag  $p$  dipilih sebagai nilai  $p^*$  yang meminimumkan kriteria informasi dalam interval  $1, \dots, p_{max}$  yang diamati.

### 2.5.3 Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter Model

Model *Vector Autoregressive* dengan orde  $p$  atau yang dapat ditulis  $\text{VAR}(p)$  dapat diestimasi dengan metode *multivariate least squares* yang identik dengan metode *ordinary least square* yang bisa didapatkan dengan meminimumkan kuadrat error [14]. Persamaan umum model  $\text{VAR}(p)$  pada persamaan (2.7) untuk  $t = 1, 2, \dots, T$  dapat ditulis secara ringkas sebagai berikut :

$$Y = BZ + U \quad (2.10)$$

dengan,

$Y = (Y_{i,1}, \dots, Y_{i,T})$  adalah matriks berukuran  $(K \times T)$ ;  
 $i = 1, 2, \dots, K$

$B = (v_i, a_{i1,1}, \dots, a_{ip,p})$  adalah matriks berukuran  
 $(K \times (Kp + 1))$ ;  $i = 1, 2, \dots, K$

$Z = (Z_0, \dots, Z_{T-1})$  adalah matriks berukuran  
 $((Kp + 1) \times T)$

$Z_t = \begin{pmatrix} 1 \\ Y_{1(t-1)} \\ \vdots \\ Y_{K(t-p)} \end{pmatrix}$  adalah matriks berukuran  
 $((Kp + 1) \times 1)$

$U = (U_{i,1}, \dots, U_{i,T})$  adalah matriks berukuran  
 $(K \times T)$ ;  $i = 1, 2, \dots, K$

Jika terdapat variabel sebanyak  $K$  dengan masing-masing memiliki sampel berukuran  $T$  dari periode sampel yang sama maka penjabaran matriks untuk persamaan (2.10) dapat ditunjukkan pada persamaan (2.11).

$$\begin{bmatrix} Y_{1,1} & \dots & Y_{1,T} \\ Y_{2,1} & \dots & Y_{2,T} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ Y_{K,1} & \dots & Y_{K,T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 & \dots & a_{1p,p} \\ v_2 & \dots & a_{2p,p} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ v_K & \dots & a_{Kp,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \dots & 1 \\ Y_{1(0)} & \dots & Y_{1(T-1)} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ Y_{K(1-p)} & \dots & Y_{K(T-p)} \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} U_{1,1} & \dots & U_{1,T} \\ U_{2,1} & \dots & U_{2,T} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ U_{K,1} & \dots & U_{K,T} \end{bmatrix} \quad (2.11)$$

Sehingga didapatkan estimator untuk  $\mathbf{B}$  dengan metode *multivariate least square* pada persamaan (2.12).

$$\hat{\mathbf{B}} = \mathbf{Y}\mathbf{Z}'(\mathbf{Z}\mathbf{Z}')^{-1} \quad (2.12)$$

dengan  $\hat{\mathbf{B}} = \hat{v}_i$  dan  $\hat{a}_{ij,1}, \dots, \hat{a}_{ij,p}; i = 1, 2, \dots, K$  dan  $j = 1, 2, \dots, p$

Setelah didapatkan estimasi model VAR, kemudian perlu dilakukan uji signifikan parameter dalam model yang dapat dilakukan dengan menggunakan uji hipotesis sebagai berikut [5] :

Hipotesa :

$H_0: a_{ij} = 0$  (parameter tidak signifikan terhadap model )

$H_1$ : minimal ada satu  $a_{ij} \neq 0$  dimana  $j = 1, 2, 3, \dots, s$   
(parameter signifikan terhadap model)

Statistik Uji :

$$t_{hitung} = \frac{a_{ij}}{Se(a_{ij})} \quad (2.13)$$

Kriteria Pengujian :

$H_0$  ditolak jika nilai  $|t_{hitung}| \geq t_{(\frac{\alpha}{2}, n-s)}$  dengan  $n$  adalah jumlah observasi dan  $s$  adalah banyak variabel [5].

### 2.5.4 Pengujian Kecukupan Model

Uji kecukupan model diperlukan untuk memeriksa bahwa model yang didapat sudah cukup merepresentasikan fitur data atau belum. Uji ketepatan dari model dapat dilakukan dengan uji Portmanteau dan uji normalitas residual dalam memenuhi asumsi residual pada model VAR [3].

#### 1. Uji Asumsi Independensi Residual

Residual bersifat *white noise* berarti residual dari masing-masing data saling independen (tidak adanya korelasi dari residual pada model sampai lag ke  $h$  bernilai nol). Sistematis uji hipotesis untuk mengecek asumsi autokorelasi residual dengan uji Portmanteau adalah sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0: \mathbf{R}_h = (R_1, \dots, R_h) = 0$  (residual independen)

$H_1$ : minimal ada satu  $\mathbf{R}_h \neq 0$  (residual tidak independen)

Statistik Uji :

$$\bar{Q}_h = T^2 \sum_{i=1}^h (T-i)^{-1} \text{tr}(\hat{\mathbf{C}}_i' \hat{\mathbf{C}}_0^{-1} \hat{\mathbf{C}}_i \hat{\mathbf{C}}_0^{-1}) \quad (2.14)$$

dengan  $\hat{\mathbf{C}}_i = T^{-1} \sum_{t=i+1}^T \hat{\mathbf{U}}_t \hat{\mathbf{U}}_{t-i}'$

$\hat{\mathbf{U}}_t$  : penduga residual

$T$  : ukuran sampel

$h$  : banyak lag yang diuji

$\text{tr}(\mathbf{A})$  : trace dari matriks  $\mathbf{A}$  dimana

$$\mathbf{A} = \hat{\mathbf{C}}_i' \hat{\mathbf{C}}_0^{-1} \hat{\mathbf{C}}_i \hat{\mathbf{C}}_0^{-1}$$

Statistik ini akan berdistribusi  $\chi^2(K^2(h-p))$ .

Kriteria Pengujian :

Tolak  $H_0$  jika  $Q_h \geq \chi^2_{(K^2(h-p), \alpha)}$ . Dimana K adalah banyaknya variabel [14].

## 2. Uji Normalitas Residual

Uji normalitas residual digunakan untuk mengetahui residual pada suatu model multivariat sudah berdistribusi normal atau belum. Menggunakan *Jarque-Bera (JB) Test of Normality* yang berdistribusi *chi-square*  $\chi^2$  untuk menentukan residual pada regresi sudah berdistribusi normal multivariat atau belum dengan pengujiannya didasarkan pada momen pusat ketiga dan keempat (*skewness* dan *kurtosis*) dari distribusi normal. Adapun sistematika uji hipotesis pada kasus normalitas multivariat dengan uji *Jarque-Bera* adalah sebagai berikut [17] :

Hipotesa :

$H_0$ : residual berdistribusi normal multivariat

$H_1$ : residual tidak berdistribusi normal multivariat

Statistik Uji :

$$MJB_M = n \left[ \frac{b_{M,1}}{6} + \frac{(b_{M,2} - p(p+1))^2}{8p(p+2)} \right] \quad (2.15)$$

dengan,

$n$  : jumlah sampel

$p$  : orde model VAR

$b_{M,1}$  : ukuran sampel untuk *Skewness*

$b_{M,2}$  : ukuran sampel untuk *Kurtosis*

Kriteria Pengujian :

Pada tingkat sinifikansi  $(1 - \alpha)\%$  tolak  $H_0$  jika nilai uji *Jarque-Bera* lebih besar dari distribusi *chi-square*.



### 2.5.5 Analisis Struktural dengan Model VAR

Karena model VAR mewakili korelasi antara seperangkat variabel, sehingga model VAR sering digunakan untuk menganalisis aspek-aspek tertentu dari hubungan antara variabel-variabel yang terkait. Berikut ini diberikan dua cara untuk interpretasi model VAR sebagai berikut [14] :

#### 1. Uji Kausalitas Granger

VAR model juga dapat digunakan untuk menganalisis hubungan diantara variabel yang terlibat. Konsep dari kausalitas didefinisikan oleh Granger bahwa variabel  $Y_{2t}$  adalah kausal dari variabel  $Y_{1t}$  jika nilai-nilai masa lalu dari variabel  $Y_{2t}$  dapat membantu untuk menjelaskan variabel  $Y_{1t}$  [3]. Konsep ini sangat mudah diterapkan dalam kerangka kerja VAR. Misalkan  $Y_{1t}$  dan  $Y_{2t}$  dihasilkan oleh proses VAR(1) bivariat,

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{bmatrix} + u_t$$

Untuk menguji pola kausalitas granger pada model VAR dapat dilakukan dengan menggunakan uji F. Adapun sistematika uji hipotesa untuk uji pola kausalitas granger sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0 : a_{12,1} = 0$  (Variabel  $Y_{2t}$  bukan penyebab variabel  $Y_{1t}$ )

$H_1 : a_{12,1} \neq 0$  ( Variabel  $Y_{2t}$  penyebab variabel  $Y_{1t}$ )

Statistik Uji [16] :

$$F_{hitung} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n - k)} \quad (2.16)$$

dengan,

$RSS_R = \left( \sum_{t=1}^T (Y_{1t} - \hat{v}_1 - \hat{a}_{11,1} Y_{1,t-1})^2 \right)$  merupakan  
*restricted residual sum of square*

$RSS_{UR} = \left( \sum_{t=1}^T (Y_{1t} - \hat{v}_1 - \hat{a}_{11,1} Y_{1,t-1} - \hat{a}_{12,1} Y_{2,t-1})^2 \right)$   
merupakan *unrestricted residual sum of square*

$m$  : banyaknya lag dari variabel pada persamaan

$n$  : banyaknya observasi

$k$  : banyaknya parameter pada persamaan tidak terestriksi

Kriteria Pengujian :

$H_0$  ditolak jika nilai  $F_{hitung} > F_{\alpha(m,(n-k))}$  sehingga lag variabel  $Y_{2t}$  muncul dalam persamaan model  $Y_{1t}$  atau dengan kata lain  $Y_{2t}$  *Granger cause*  $Y_{1t}$ .

## 2. Analisis Forecast Error Decomposition of Variance

*Forecast Error Decomposition of Variance* (FEDV) adalah salah satu alat untuk menyelidiki dampak guncangan dalam model VAR [3]. Analisis dekomposisi variansi bertujuan memprediksi kontribusi setiap variabel (persentase variansi setiap variabel) yang diakibatkan oleh perubahan variabel tertentu dalam sebuah sistem [18]. Sehingga dapat juga digunakan untuk melihat kekuatan dan kelemahan dari masing-masing variabel dalam mempengaruhi variabel lainnya pada kurun waktu yang panjang.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## **BAB III**

### **METODOLOGI PENELITIAN**

Bab ini menjelaskan tahapan penelitian dan diagram alir pelaksanaan untuk menyelesaikan permasalahan dalam Tugas Akhir agar proses pengerjaan dapat terstruktur dengan baik dan dapat mencapai tujuan yang diinginkan.

#### **3.1 Pengumpulan Data**

Data yang digunakan dalam penulisan Tugas Akhir ini adalah data sekunder harga produsen dan harga konsumen cabai rawit bulanan periode Januari 2012 sampai Desember 2017 dari tiga kabupaten di Provinsi Jawa Timur yaitu Kabupaten Blitar, Kabupaten Sampang, dan Kabupaten Lumajang yang diperoleh dari website Dinas Perindustrian dan Perdagangan Provinsi Jawa Timur (Link SISKAPERBAPO) dan Dinas Pertanian Tanaman Pangan dan Holtikultura Provinsi Jawa Timur.

#### **3.2 Langkah Analisis Integrasi Pasar**

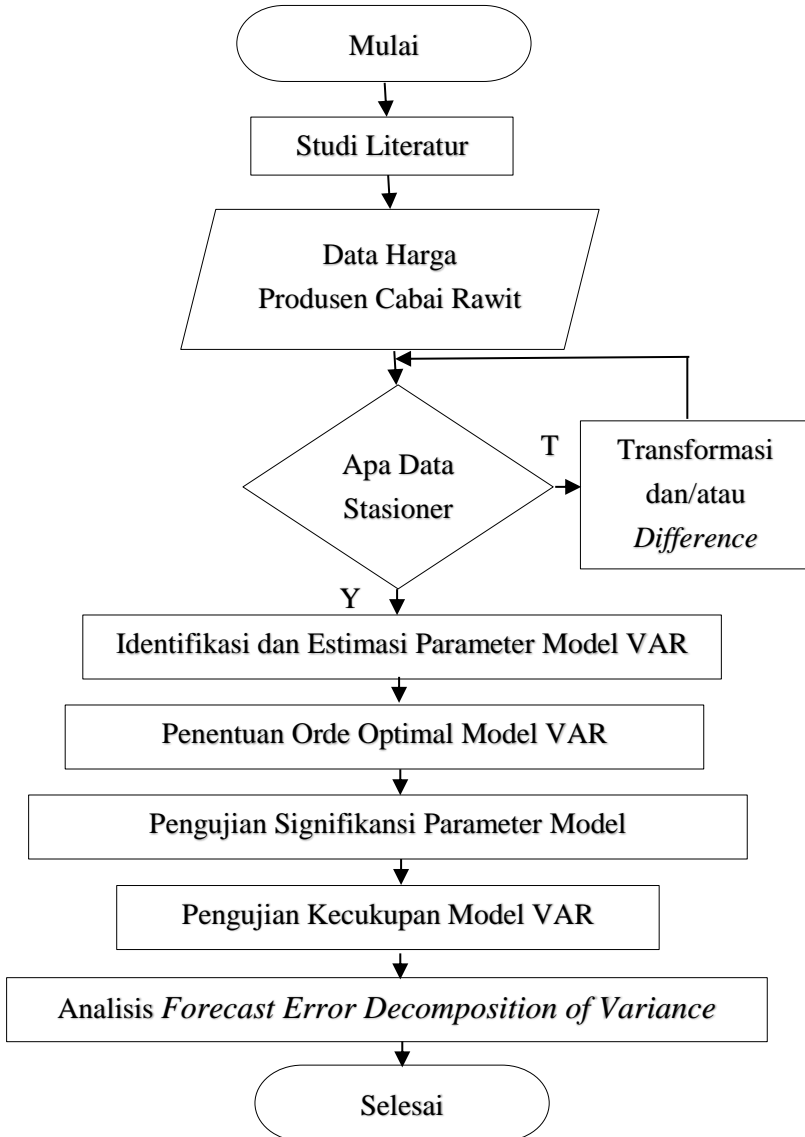
Langkah-langkah analisis integrasi pasar yang dilakukan dalam penulisan Tugas Akhir ini adalah sebagai berikut :

1. Langkah untuk mendapatkan analisis integrasi pasar horisontal harga produsen cabai rawit pada tiga kabupaten di Provinsi Jawa Timur menggunakan model Vector Autoregressive (VAR) sebagai berikut :
  - a. Menentukan data harga produsen cabai rawit pada tiga lokasi yang dijadikan objek penelitian.
  - b. Menguji stasioneritas pada data harga produsen cabai rawit di tiga lokasi pengamatan dengan plot Box-Cox dan uji akar unit Augmented Dickey Fuller (ADF).
  - c. Mengidentifikasi dan estimasi parameter model VAR pada data yang sudah distasionerkan.
  - d. Menentukan orde optimal dari model VAR.

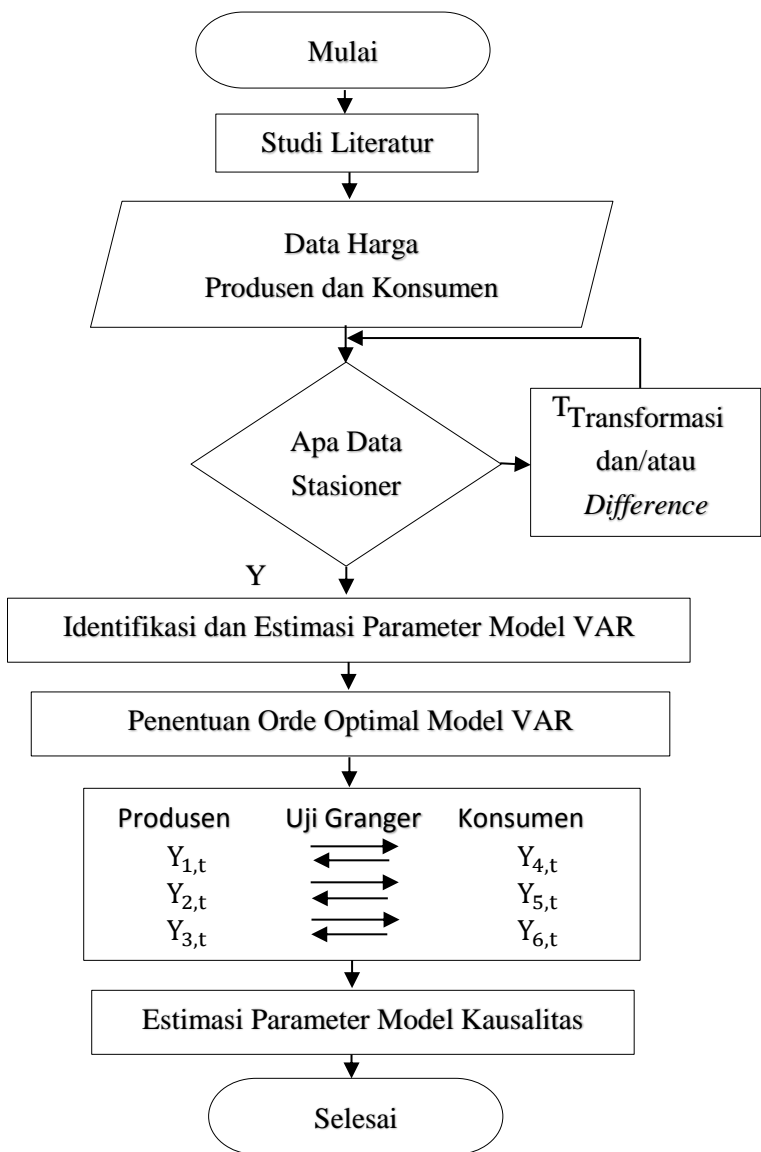
- e. Melakukan pengujian signifikansi parameter model *Vector Autoregressive* yang optimal.
  - f. Menguji kecukupan model yang optimal dalam memenuhi asumsi kecukupan model VAR.
  - g. Analisis *Forecast Error Decomposition of Variance* (FEDV).
2. Langkah untuk mendapatkan analisis integrasi pasar vertikal antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit pada tiga Kabupaten di Provinsi Jawa Timur adalah sebagai berikut :
- a. Menentukan data harga produsen dan harga konsumen cabai rawit pada tiga lokasi yang dijadikan objek penelitian.
  - b. Menguji stasioneritas pada data harga konsumen cabai rawit di tiga lokasi pengamatan dengan plot Box-Cox dan uji akar unit Augmented Dickey Fuller (ADF).
  - c. Mengidentifikasi dan estimasi model VAR pada data yang sudah distasionerkan.
  - d. Menentukan orde optimal dari model VAR.
  - e. Melakukan uji kausalitas Granger untuk mengetahui adanya hubungan dan arah diantara variabel-variabel yang diteliti.
  - f. Mengestimasi parameter model VAR kausalitas antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit pada tiga lokasi pengamatan.

### 3.3 Diagram Alir Penelitian

Secara lebih jelas untuk langkah-langkah pengolahan data yang dilakukan dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini dapat ditunjukkan menggunakan diagram alir pada Gambar 3.1 dan Gambar 3.2.



**Gambar 3.1** Diagram Alir Analisis Integrasi Pasar Horizontal



**Gambar 3.2** Diagram Alir Analisis Integrasi Pasar Vertikal

## **BAB IV**

### **ANALISIS DAN PEMBAHASAN**

Pada bab ini dilakukan analisis dan pembahasan mengenai integrasi pasar horisontal dan vertikal menggunakan pemodelan *Vector Autoregressive* (VAR). Pembahasan diawali dengan analisis integrasi pasar horisontal untuk mendapatkan tujuan penulisan yang pertama, yaitu analisis hubungan harga cabai rawit antar pasar produsen pada 3 kabupaten yang diamati di Provinsi Jawa Timur, yaitu Kabupaten Blitar, Kabupaten Sampang, dan Kabupaten Lumajang dengan memodelkan VAR. Kemudian dilanjutkan dengan pembahasan analisis integrasi pasar vertikal untuk mendapatkan tujuan yang kedua, yaitu analisis hubungan sebab akibat antara harga produsen cabai rawit dengan harga konsumen cabai rawit pada 3 kabupaten tersebut dengan uji Granger Causality.

#### **4.1 Variabel dan Data Penelitian**

Tugas akhir ini menggunakan data bulanan harga produsen cabai rawit dan harga konsumen cabai rawit pada 3 kabupaten yang diamati di Provinsi Jawa Timur, yaitu Kabupaten Blitar, Kabupaten Sampang, dan Kabupaten Lumajang untuk periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2017 yang dapat dilihat pada Lampiran A dan Lampiran B.

Data yang digunakan sebanyak 72 data di setiap lokasi yang diperoleh dari Dinas Pertanian Tanaman Pangan dan Holtikultura Provinsi Jawa Timur dan *website* Dinas Perindustrian dan Perdagangan Provinsi Jawa Timur (SISKAPERBAPO). Variabel yang digunakan pada penelitian ini sebagai berikut :

$Y_{1,t}$  : Data harga produsen cabai rawit Blitar ke-t

$Y_{2,t}$  : Data harga produsen cabai rawit Sampang ke-t

$Y_{3,t}$  : Data harga produsen cabai rawit Lumajang ke-t



- $Y_{4,t}$  : Data harga konsumen cabai rawit Blitar ke- $t$   
 $Y_{5,t}$  : Data harga konsumen cabai rawit Sampang ke- $t$   
 $Y_{6,t}$  : Data harga konsumen cabai rawit Lumajang ke- $t$

## 4.2 Integrasi Pasar Horisontal

Pada tahap ini dilakukan analisis data harga produsen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang dengan variabel yang digunakan adalah harga produsen cabai rawit blitar ( $Y_{1,t}$ ), harga produsen cabai rawit sampang ( $Y_{2,t}$ ), dan harga produsen cabai rawit lumajang ( $Y_{3,t}$ ). Analisis data diawali dengan pengujian stasioneritas, tahap selanjutnya identifikasi model VAR dan dilakukan uji signifikan parameter serta uji kecukupan model untuk kemudian dilakukan analisis Forecast Error Decomposition of Variance.

### 4.2.1 Identifikasi Data

Identifikasi data dilakukan untuk mendapatkan sifat-sifat yang dimiliki dari data runtun waktu dengan melihat analisa statistika deskriptif, plot *time series*, dan pendugaan awal hubungan antar variabel untuk selanjutnya dianalisa lebih dalam menggunakan metode VAR. Identifikasi data awal untuk analisa statistika deskriptif harga produsen cabai rawit pada tiga kabupaten yang ada di Provinsi Jawa Timur, yaitu Kabupaten Blitar, Kabupaten Sampang, dan Kabupaten Lumajang dengan variabel yang digunakan adalah  $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$ . Dimana variabel  $Y_{1,t}$  merupakan notasi variabel untuk harga produsen cabai rawit Blitar,  $Y_{2,t}$  merupakan notasi variabel untuk harga produsen cabai rawit Sampang, dan  $Y_{3,t}$  merupakan notasi variabel untuk harga produsen cabai rawit Lumajang. Rata-rata harga produsen cabai rawit di tiga kabupaten Provinsi Jawa Timur untuk setiap bulannya ditunjukkan pada Tabel 4.1.

**Tabel 4.1** Rata-Rata Harga Produsen Cabai Rawit

Periode	$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$
Januari	24967	27667	14583
Februari	<b>35005</b>	<b>32000</b>	13083
Maret	31951	28308	12333
April	19286	17196	6833
Mei	14022	12596	7750
Juni	17396	14438	10667
Juli	23755	18496	10333
Agustus	20935	19517	8000
September	15011	15167	6917
Oktober	15392	13275	10167
November	21553	16250	12800
Desember	32808	23750	<b>18167</b>

Rata-rata harga produsen cabai rawit dari tiga kabupaten di Provinsi Jawa Timur pada Tabel 4.1 menunjukkan bahwa harga produsen cabai rawit tertinggi terjadi di bulan Februari yaitu sebesar Rp 35.005 untuk Kabupaten Blitar dan Rp 32.000 untuk Kabupaten Sampang serta terjadi di bulan Desember sebesar Rp 18.167 untuk Kabupaten Lumajang.

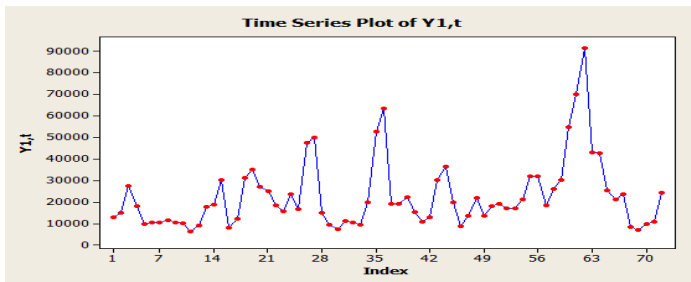
Analisa statistika deskriptif secara umum untuk mendeskripsikan data harga produsen cabai rawit di tiga Kabupaten mulai bulan Januari 2012 sampai dengan Desember 2017 ditunjukkan pada Tabel 4.2.

**Tabel 4.2** Statistika Deskriptif Harga Produsen Cabai Rawit

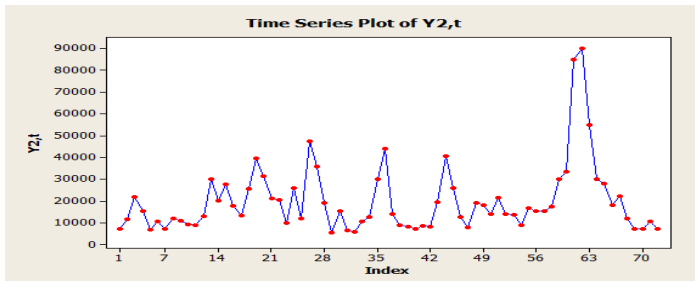
Variabel	Mean	StDev	Min	Max
$Y_{1,t}$	<b>22673</b>	<b>15957</b>	6200	91533
$Y_{2,t}$	19888	15784	5575	90000
$Y_{3,t}$	10969	8985	800	50000

Rata-rata harga produsen cabai rawit untuk periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2017 pada Tabel 4.2 menunjukkan bahwa nilai rata-rata di masing-masing kabupaten berbeda. Rata-rata harga produsen cabai rawit tertinggi berada di Kabupaten Blitar yaitu sebesar Rp 22.673 dengan harga tertinggi cabai rawit blitar sebesar Rp 91.533 dan harga terendah cabai rawit blitar sebesar Rp 6.200. Sedangkan rata-rata harga produsen cabai rawit terendah berada di Kabupaten Lumajang yaitu sebesar Rp 10.969 dengan harga tertinggi cabai rawit lumajang sebesar Rp 50.000 dan harga terendah cabai rawit lumajang sebesar Rp 800. Nilai standar deviasi menunjukkan keheterogenan yang terjadi dalam data harga produsen cabai rawit di masing-masing kabupaten. Tingkat keheterogenan data harga produsen cabai rawit di tiga kabupaten Provinsi Jawa Timur cenderung tinggi dengan tingkat keheterogenan yang tertinggi berada di Kabupaten Blitar yaitu sebesar 15.957 dan tingkat keheterogenan terendah berada di Kabupaten Lumajang yaitu sebesar 8.985.

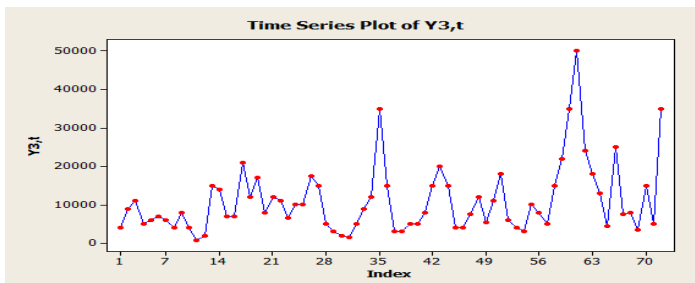
Sedangkan untuk plot *time series* variabel harga produsen cabai rawit ( $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$ ) ditunjukkan pada Gambar 4.1, Gambar 4.2, dan Gambar 4.3.



**Gambar 4.1** *Time Series Plot* dari Variabel  $Y_{1,t}$



**Gambar 4.2** Time Series Plot dari Variabel  $Y_{2,t}$



**Gambar 4.3** Time Series Plot dari Variabel  $Y_{3,t}$

Gambar 4.1, Gambar 4.2, dan Gambar 4.3 menunjukkan bahwa plot data runtun waktu dari variabel  $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$  yang merupakan data harga produsen cabai rawit Blitar, Sampang, dan Lumajang terindikasi tidak mengalami trend naik maupun turun. Dapat dilihat juga plot data memiliki pola yang berfluktuatif dan mengindikasikan data belum stasioner terhadap varian dikarenakan fluktuasinya masih berubah-ubah dari waktu ke waktu dimana antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi akan tetapi fluktuasi data sudah tampak berada di sekitar suatu nilai tertentu yang mengindikasikan data sudah stasioner dalam *mean*.

Sebelum melakukan analisa lebih lanjut mengenai hubungan antar variabel menggunakan model VAR, perlu di duga terlebih dahulu bahwa antar variabel  $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$

mempunyai hubungan antar variabel. Ukuran hubungan linear antar dua peubah dapat diduga menggunakan koefisien korelasi momen-hasilkali Pearson ( $r$ ) yang didapatkan berdasarkan Persamaan (2.1) dengan pengujian hipotesa untuk uji korelasi didasarkan pada besaran yang menghampiri sebaran normal. Nilai koefisien korelasi Pearson antar variabel dapat dilihat pada Tabel 4.3.

**Tabel 4.3** Nilai Korelasi Pearson Antar Variabel Harga Produsen Cabai Rawit

Variabel	$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$
$Y_{1,t}$	1	0,887	0,675
$Y_{2,t}$	0,887	1	0,614
$Y_{3,t}$	0,675	0,614	1

Sehingga untuk statistik uji korelasi antar dua variabel menggunakan nilai korelasi Pearson ( $r$ ) dapat dihitung berdasarkan Persamaan (2.2) dengan sistematika uji hipotesa sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0 : \rho_{12} = 0$  (tidak ada hubungan linear antar peubah)

$H_1 : \rho_{12} \neq 0$  (ada hubungan linear antara peubah)

dengan  $\rho_{12}$  adalah koefisien korelasi populasi antara variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{2,t}$ .

Statistik Uji :

$$z = \frac{\sqrt{72-3}}{2} \ln \left[ \frac{(1 + 0,887)(1 - 0)}{(1 - 0,887)(1 + 0)} \right] = 11,693$$

$Z_{0,025} = 1,96$  (dari tabel distribusi normal)

Kriteria Pengujian :

dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  ditolak karena nilai  $z > Z_{\frac{\alpha}{2}}$  yang berarti antara harga produsen blitar ( $Y_{1,t}$ ) dengan harga produsen sampang ( $Y_{2,t}$ ) terdapat hubungan antar variabel. Hasil uji

korelasi untuk semua nilai korelasi Pearson dapat dilihat pada Tabel 4.4.

**Tabel 4.4** Hasil Uji Korelasi Antar Variabel Harga Produsen Cabai Rawit

Korelasi	$z$	$Z_{0,025}$	Kriteria Pengujian	Kesimpulan
$\rho_{12}$	11,693	1,96	$H_0$ ditolak	Ada korelasi
$\rho_{13}$	6,813	1,96	$H_0$ ditolak	Ada korelasi
$\rho_{23}$	5,944	1,96	$H_0$ ditolak	Ada korelasi

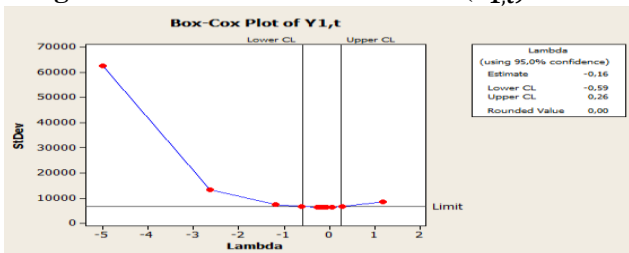
Berdasarkan Tabel 4.4 dapat dilihat bahwa ada korelasi yang signifikan antara  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{2,t}$ . Hal ini berarti hubungan antara harga produsen cabai rawit Blitar dengan harga produsen cabai rawit Sampang sangat kuat. Keadaan ini juga terjadi pada hubungan antara harga produsen cabai rawit Blitar ( $Y_{1,t}$ ) dengan harga produsen cabai rawit Lumajang ( $Y_{3,t}$ ) dan hubungan antara harga produsen cabai rawit Sampang ( $Y_{2,t}$ ) dengan harga produsen cabai rawit Lumajang ( $Y_{3,t}$ ).

#### 4.2.2 Pengujian Stasioneritas Data

Kestasioneran data secara varian dapat dilihat dari Transformasi Box-Cox, dikatakan stasioner jika nilai *lambda estimate* mendekati 1. Jika data tidak stasioner dalam varian maka dilakukan transformasi Box-Cox berdasarkan nilai *round value* untuk menstasionerkan data. Pengujian stasioneritas dalam rata-rata dapat digunakan uji akar unit *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Jika data tidak stasioner dalam rata-rata maka dilakukan proses *differencing*. Berdasarkan plot data runtun waktu pada subbab identifikasi

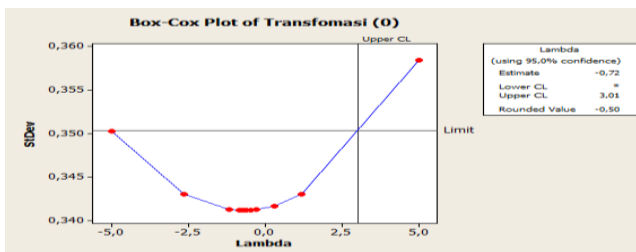
data menunjukkan bahwa data pengamatan terindikasi tidak stasioner terhadap varian tetapi sudah stasioner terhadap *mean*. Sehingga untuk variabel harga produsen cabai rawit ( $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$ ) perlu dilakukan pengujian kestasioneran data terlebih dahulu sebagai berikut :

### 1. Harga Produsen Cabai Rawit Blitar ( $Y_{1,t}$ )

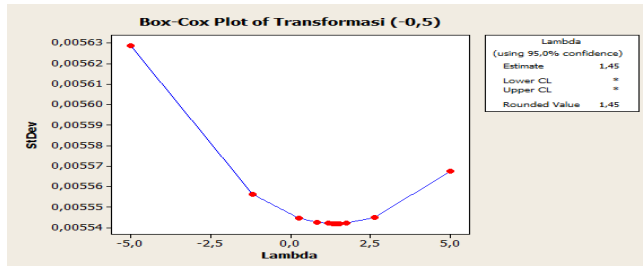


**Gambar 4.4** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{1,t}$

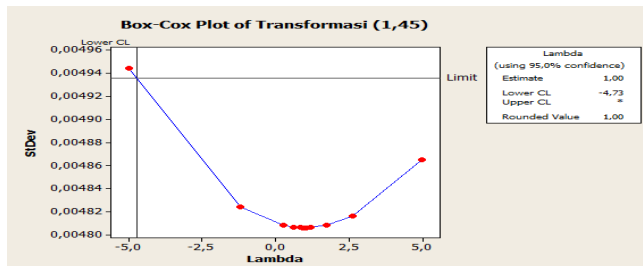
Nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{1,t}$  pada Gambar 4.4 menunjukkan nilai -0,16. Hal ini berarti nilai *lambda estimate* yang didapatkan belum mendekati nilai 1 sehingga data variabel  $Y_{1,t}$  belum dapat dikatakan stasioner terhadap varian dan perlu dilakukan transformasi pada data berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*) yaitu bernilai 0.



**Gambar 4.5** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{1,t}$  Transformasi ( $\lambda=0$ )



**Gambar 4.6** Plot Box-Cox dari dari Variabel  $Y_{1,t}$   
Transformasi ( $\lambda = -0,5$ )



**Gambar 4.7** Plot Box-Cox dari dari Variabel  $Y_{1,t}$   
Transformasi ( $\lambda = 1,45$ )

Gambar 4.5 dan Gambar 4.6 menunjukkan bahwa variabel  $Y_{1,t}$  yang telah ditransformasi Box-Cox masih belum bisa dikatakan stasioner dalam varian dikarenakan nilai *lambda estimate* yang optimal pada masing-masing gambar menunjukkan nilai -0,72 dan 1,45. Sehingga perlu dilakukan transformasi Box-Cox lagi pada data berdasarkan nilai *lambda* yang disarankan (*round value*). Sedangkan pada Gambar 4.7 dapat dilihat bahwa nilai *lambda estimate* dari variabel  $Y_{1,t}$  sudah menunjukkan nilai 1 yang artinya tidak diperlukan lagi melakukan transformasi pada data dan data variabel  $Y_{1,t}$  sudah dikatakan stasioner terhadap varian.



Setelah data variabel  $Y_{1,t}$  sudah stasioner terhadap varian, selanjutnya perlu dicek kembali untuk kestasioneran data variabel  $Y_{1,t}$  terhadap *mean* menggunakan uji akar unit Augmented Dickey Fuller (ADF) dengan statistik uji ADF didapatkan berdasarkan Persamaan (2.8). Sehingga sistematika pengujian stasioneritas data terhadap *mean* dengan uji ADF adalah sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0$  : terdapat *unit root* pada data harga produsen cabai rawit di Blitar

$H_1$  : tidak terdapat *unit root* pada data harga produsen cabai rawit di Blitar

Statistik Uji :

$$|\tau| = \left| \frac{-0,457052}{0,100131} \right| = 4,564534$$

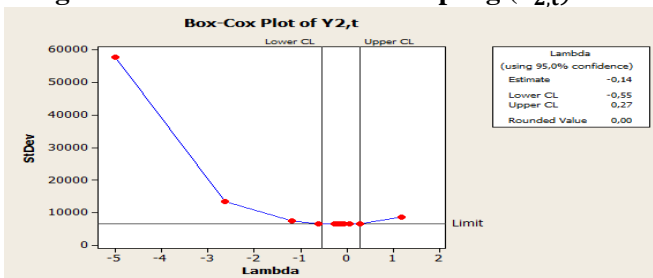
$$t_{tabel} = -2,8621 - 2,738 \left( \frac{1}{72} \right) - 8,36 \left( \frac{1}{72^2} \right)$$

$$t_{tabel} = -2,901740 \text{ (dari tabel MacKinnon)}$$

Kriteria Pengujian :

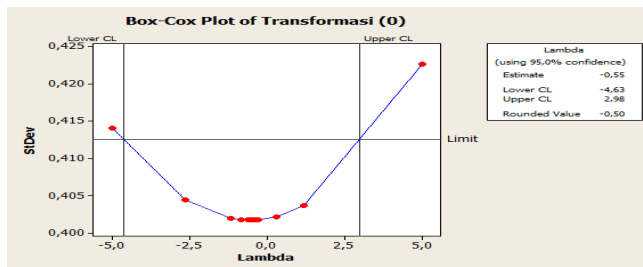
dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  ditolak karena  $|\tau| > t_{tabel}$  yang berarti variabel data harga produsen cabai rawit blitar ( $Y_{1,t}$ ) sudah stasioner pada level.

## 2. Harga Produsen Cabai Rawit Sampang ( $Y_{2,t}$ )

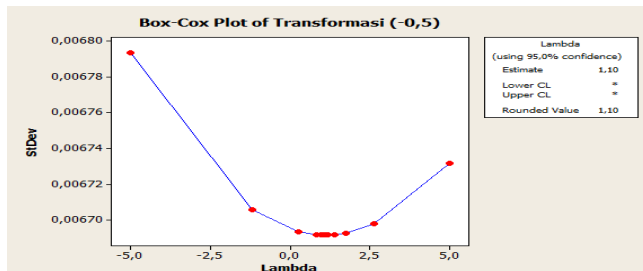


**Gambar 4.8** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{2,t}$

Plot Box-Cox untuk variabel  $Y_{2,t}$  yang merupakan data harga produsen cabai rawit Sampang pada Gambar 4.8 menunjukkan bahwa nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{2,t}$  bernilai -0,14 sehingga data belum bisa dikatakan stasioner dalam varian dikarenakan nilai *lambda estimate* yang didapatkan belum mendekati nilai 1 dan perlu dilakukan transformasi pada data variabel  $Y_{2,t}$  berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*) yaitu bernilai 0. Oleh karena itu dilakukan transformasi logaritma natural pada data variabel  $Y_{2,t}$ .



**Gambar 4.9** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{2,t}$  Transformasi ( $\lambda = 0$ )

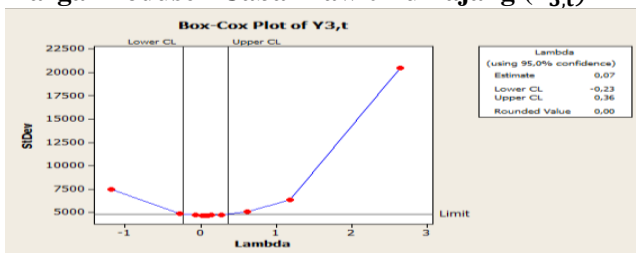


**Gambar 4.10** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{2,t}$  Transformasi ( $\lambda = -0,5$ )

Nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{2,t}$  setelah ditransformasi dengan  $\lambda=0$  pada Gambar 4.9 menunjukkan nilai -0,55 yang mengindikasikan estimasi nilai lambda optimal masih belum mendekati 1 dan masih perlu dilakukan transformasi pada data berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*). Sedangkan pada Gambar 4.10, nilai *lambda estimate* dari variabel  $Y_{2,t}$  sudah menunjukkan nilai 1,10 yang artinya nilai lambda optimal sudah mendekati 1 dan tidak diperlukan lagi melakukan transformasi pada data sehingga data sudah dapat dikatakan stasioner terhadap varian.

Setelah data variabel  $Y_{2,t}$  sudah stasioner terhadap varian, selanjutnya dicek kestasioneran data variabel  $Y_{2,t}$  terhadap *mean* menggunakan uji akar unit ADF dengan langkah pengujiannya sama seperti uji ADF pada data harga produsen cabai rawit blitar, sehingga didapatkan  $|\tau| = 4,187960$  dan  $t_{tabel} = -2,901740$ . Dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  ditolak karena  $|\tau| > t_{tabel}$  yang berarti variabel data harga produsen cabai rawit sampang ( $Y_{2,t}$ ) sudah stasioner pada level.

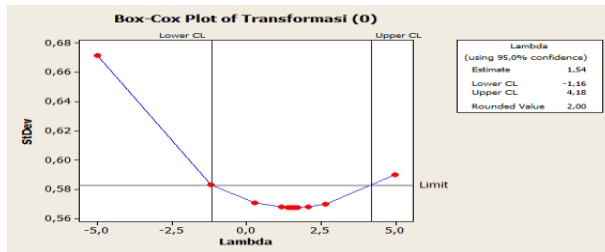
### 3. Harga Produsen Cabai Rawit Lumajang ( $Y_{3,t}$ )



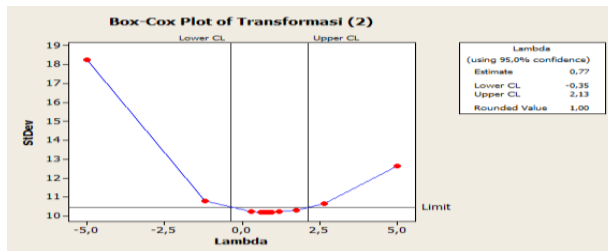
**Gambar 4.11** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{3,t}$

Gambar 4.11 adalah plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{3,t}$  yang merupakan data harga produsen cabai rawit Lumajang

memiliki nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{3,t}$  bernilai 0,07 sehingga data belum bisa dikatakan stasioner dalam varian karena nilai *lambda estimate* yang didapatkan belum mendekati nilai 1 dan diperlukan transformasi pada data berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*) yaitu bernilai 0.



**Gambar 4.12** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{3,t}$   
Transformasi ( $\lambda = 0$ )



**Gambar 4.13** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{3,t}$   
Transformasi ( $\lambda = 2$ )

Nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{3,t}$  setelah ditransformasi dengan  $\lambda=0$  pada Gambar 4.12 menunjukkan nilai 1,54 yang mengindikasikan estimasi nilai lambda optimal masih belum mendekati 1 dan masih perlu dilakukan tranformasi pada data berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*). Sedangkan pada Gambar 4.13,

nilai *lambda estimate* dari variabel  $Y_{3,t}$  sudah menunjukkan nilai 1 yang artinya tidak diperlukan lagi melakukan transformasi pada data dan data sudah dikatakan stasioner terhadap varian.

Setelah data variabel  $Y_{3,t}$  sudah stasioner terhadap varian, selanjutnya dicek kestasioneran data variabel  $Y_{3,t}$  terhadap *mean* menggunakan uji akar unit ADF dengan langkah pengujiannya sama seperti uji ADF pada dua data sebelumnya, sehingga didapatkan  $|\tau| = 4,817127$  dan  $t_{tabel} = -2,901740$ . Dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  ditolak karena  $|\tau| > t_{tabel}$  yang berarti variabel data harga produsen cabai rawit Lumajang ( $Y_{3,t}$ ) sudah stasioner pada level. Kesimpulan hasil pengujian hipotesis untuk stasioneritas semua data harga produsen cabai rawit ditunjukkan pada Tabel 4.5.

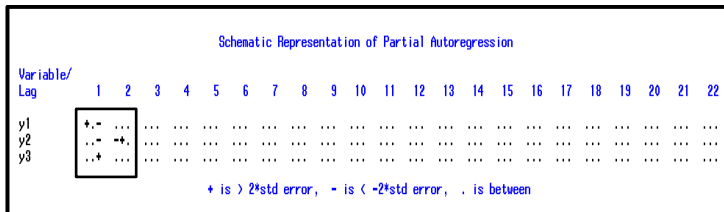
**Tabel 4.5** Hasil Uji ADF Harga Produsen Cabai Rawit

Variabel	Koefisien	Standart Error	$ \tau $	$t_{tabel}$	Kesimpulan
$Y_{1,t}$	-0,4571	0,1001	4,5645	-2,9017	Stasioner
$Y_{2,t}$	-0,4053	0,0968	4,1880	-2,9017	Stasioner
$Y_{3,t}$	-0,5250	0,1090	4,8171	-2,9017	Stasioner

Hasil uji ADF untuk harga produsen cabai rawit pada Tabel 4.5 menunjukkan bahwa semua variabel harga produsen cabai rawit di 3 kabupaten pengamatan sudah dapat dikatakan stasioner pada level.

#### 4.2.3 Identifikasi dan Estimasi Parameter Model *Vector Autoregressive* (VAR)

Proses untuk mendapatkan orde dari model VAR dapat dilakukan dengan melihat plot MPACF variabel  $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$  yang merupakan plot MPACF dari data harga produsen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang yang sudah distasionerkan ditampilkan pada Gambar 4.14.



**Gambar 4.14** Plot MPACF Variabel  $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$

Berdasarkan plot MPACF pada Gambar 4.14 terlihat bahwa korelasi  $\pm 2$  kali *standard error* muncul pada lag 1 dan lag 2. Hal ini berarti nilai MPACF dari variabel  $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$  signifikan pada lag 1 sampai lag 2 untuk model VAR harga produsen cabai rawit di tiga kabupaten. Sehingga didapatkan model VAR sementara yaitu VAR (1) dan VAR (2). Selanjutnya dilakukan estimasi parameter dari model VAR sementara ditunjukkan pada Tabel 4.6 dan Tabel 4.7.

**Tabel 4.6** Estimasi Parameter Model VAR (1)

Parameter	Estimasi	Standar Error	$t_{hitung}$
$v_1$	0,15814	0,03349	4,72
$a_{11,1}$	0,46205	0,15703	2,94
$a_{12,1}$	-0,10809	0,12091	-0,89
$a_{13,1}$	-0,00025408	0,00007282	-3,49
$v_2$	0,25946	0,03932	6,60
$a_{21,1}$	0,32896	0,18433	1,78
$a_{22,1}$	0,08617	0,14194	0,61
$a_{23,1}$	-0,00034737	0,00008548	-4,06
$v_3$	4,53666	70,42962	0,06
$a_{31,1}$	37,00977	330,19117	0,11
$a_{32,1}$	84,62261	254,25178	0,33
$a_{33,1}$	0,530444	0,15312	3,46

**Tabel 4.7** Estimasi Parameter Model VAR (2)

<b>Parameter</b>	<b>Estimasi</b>	<b>Standar Error</b>	<b><math>t_{hitung}</math></b>
$v_1$	0,12666	0,04808	2,63
$a_{11,1}$	0,56660	0,17465	3,24
$a_{12,1}$	-0,02974	0,13770	-0,22
$a_{13,1}$	-0,00023127	0,00007777	-2,97
$a_{11,2}$	-0,18984	0,17500	-1,08
$a_{12,2}$	0,04947	0,12497	0,40
$a_{13,2}$	0,00005896	0,00008411	0,70
$v_2$	0,19520	0,05276	3,70
$a_{21,1}$	0,56974	0,19167	2,97
$a_{22,1}$	0,12778	0,15113	0,85
$a_{23,1}$	-0,00029814	0,00008535	-3,49
$a_{21,2}$	-0,62534	0,19206	-3,26
$a_{22,2}$	0,36248	0,13715	2,64
$a_{23,2}$	0,00004570	0,00009231	0,50
$v_3$	22,63455	101,81564	0,22
$a_{31,1}$	-117,49059	369,86013	-0,32
$a_{32,1}$	-46,64932	291,61884	-0,16
$a_{33,1}$	0,47750	0,16470	2,90
$a_{31,2}$	345,32780	370,60692	0,93
$a_{32,2}$	-22,89238	264,64593	-0,09
$a_{33,2}$	-0,00893	0,17812	-0,05

#### 4.2.4 Penentuan Orde Optimal Model VAR

Untuk pemilihan orde optimal dari model VAR yang sudah didapat menggunakan perhitungan nilai kriteria informasi AIC yang didapatkan berdasarkan Persamaan (2.9). Hasil perhitungan AIC untuk model VAR (1) dan model VAR (2) dari harga produsen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang ditunjukkan pada Tabel 4.8.

**Tabel 4.8** Hasil AIC Variabel Harga Produsen Cabai Rawit

Kriteria	VAR (1)	VAR (2)
AIC	<b>-15,6474</b>	-15,4362

Hasil perhitungan nilai AIC untuk model VAR dari harga produsen Blitar ( $Y_{1,t}$ ), harga produsen Sampang ( $Y_{2,t}$ ), dan harga produsen Lumajang ( $Y_{3,t}$ ) pada Tabel 4.8 menunjukkan bahwa nilai AIC yang terkecil terdapat pada model VAR (1). Sehingga dalam melakukan analisis selanjutnya digunakan model VAR (1).

#### 4.2.5 Pengujian Signifikansi Parameter Model *Vector Autoregressive* (VAR)

Pengujian signifikansi parameter dilakukan menggunakan uji-t dengan nilai t-hitung didapatkan berdasarkan Persamaan (2.13). Sehingga hasil uji signifikansi parameter untuk model VAR (1) dari harga produsen cabai rawit Blitar, Sampang, dan Lumajang adalah sebagai berikut :  
Hipotesa :

$H_0$  :  $a_{11} = 0$  (parameter dari lag harga produsen cabai rawit blitar tidak signifikan)

$H_1$  : minimal ada satu  $a_{11} \neq 0$  (parameter dari lag harga produsen cabai rawit blitar signifikan)



**Tabel 4.9** Signifikansi Parameter VAR(1) Sebelum *Restrict*

Parameter	Estimasi	$t_{hitung}$	$t_{(0.025,69)}$	Keputusan
$v_1$	0.15814	4.72	1,99495	Signifikan
$a_{11}$	0,46205	2,94	1,99495	Signifikan
$a_{12}$	-0,10809	-0,89	1,99495	Tidak Signifikan
$a_{13}$	-0,00025408	-3,49	1,99495	Signifikan
$v_2$	0.25946	6.60	1,99495	Signifikan
$a_{21}$	0,32896	1.78	1,99495	Tidak Signifikan
$a_{22}$	0.08617	0.61	1,99495	Tidak Signifikan
$a_{23}$	-0.00034737	-4.06	1,99495	Signifikan
$v_3$	4.53666	0.06	1,99495	Tidak Signifikan
$a_{31}$	37.00977	0.11	1,99495	Tidak Signifikan
$a_{32}$	84.62261	0.33	1,99495	Tidak Signifikan
$a_{33}$	0.530444	3.46	1,99495	Signifikan

Hasil uji signifikansi parameter VAR (1) pada Tabel 4.9 didapatkan bahwa tidak semua parameter signifikan dalam model. Hal ini dikarenakan masih terdapat parameter yang nilai  $|t_{hitung}| \leq 1,99495$ . Sehingga perlu dilakukan *restrict* (pengeluaran parameter yang tidak signifikan) dimulai dari parameter variabel lag harga produsen cabai rawit yang mempunyai nilai  $|t_{hitung}|$  terkecil. Oleh karena itu parameter yang pertama dikeluarkan dari model adalah  $a_{31}$ , kemudian dilakukan lagi estimasi dan uji signifikansi parameter. Proses eliminasi parameter tersebut dilakukan

secara satu persatu dan berhenti saat didapatkan semua parameter signifikan dalam model. Hasil dari estimasi dan uji signifikansi parameter sesudah di *restrict* ditunjukkan pada Tabel 4.10.

**Tabel 4.10** Signifikansi Parameter VAR(1) Sesudah *Restrict*

Parameter	Estimasi	$t_{hitung}$	$t_{(0.025,69)}$	Keputusan
$v_1$	0.13300	6,20	1,99495	Signifikan
$a_{11}$	0,40052	4,28	1,99495	Signifikan
$a_{13}$	-0,00022805	-3,50	1,99495	Signifikan
$v_2$	0.26801	9,40	1,99495	Signifikan
$a_{21}$	0,42918	3,43	1,99495	Signifikan
$a_{23}$	-0.00034705	-4.32	1,99495	Signifikan
$v_3$	43,35174	4,76	1,99495	Signifikan
$a_{33}$	0.47501	4,30	1,99495	Signifikan

Pada Tabel 4.10 ditunjukkan bahwa semua parameter model sudah memenuhi signifikan dalam model karena nilai  $|t_{hitung}| \geq 1,99495$  sehingga didapatkan model VAR (1) yang terbentuk adalah sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \\ Y_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,13300 \\ 0,26801 \\ 43,35174 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,40052 & 0 & -0,00022805 \\ 0,42918 & 0 & -0,00034705 \\ 0 & 0 & 0,47501 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \\ Y_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_{1,t} \\ U_{2,t} \\ U_{3,t} \end{bmatrix}$$

Dari persamaan variabel harga produsen cabai rawit blitar cenderung dipengaruhi oleh lag variabel itu sendiri dan lag harga produsen cabai rawit lumajang. Hal ini menunjukkan bahwa dalam pembentukan harga produsen cabai rawit blitar cenderung memperhatikan harga cabai rawit bulan sebelumnya dari daerahnya sendiri dan harga cabai rawit bulan

sebelumnya dari kabupaten lumajang. Koefisien lag harga produsen cabai rawit blitar dan lumajang ditemukan pada persamaan harga produsen cabai rawit blitar di lag pertama dengan besar koefisien masing-masing adalah  $+0,40052$  dan  $-0,00022805$ . Dapat diartikan bahwa perubahan harga produsen cabai rawit blitar pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan akan diikuti oleh kenaikan harga dirinya sendiri sebesar  $0,40052$  satuan dan perubahan harga produsen cabai rawit lumajang pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan akan diikuti oleh penurunan harga produsen cabai rawit blitar sebesar  $0,00022805$  satuan. Sedangkan pada saat keadaan konstan tanpa pengaruh harga cabai rawit bulan sebelumnya dari dirinya sendiri maupun dari kabupaten lumajang, nilai harga produsen cabai rawit blitar pada saat  $t$  sebesar  $0,13300$  satuan. Hal ini dapat diartikan bahwa dalam keadaan tersebut penentuan harga cabai rawit blitar tidak mempertimbangkan harga sebelumnya dari dirinya sendiri maupun kabupaten lain melainkan lebih ditentukan oleh persediaan dan permintaan.

Persamaan variabel harga produsen cabai rawit sampang menunjukkan bahwa dalam pembentukan harganya cenderung memperhatikan harga cabai rawit bulan sebelumnya dari kabupaten blitar dan lumajang. Koefisien lag harga produsen cabai rawit blitar dan lumajang ditemukan pada persamaan harga produsen cabai rawit sampang di lag pertama dengan besar koefisien masing-masing adalah  $+0,42918$  dan  $-0,00034705$ . Dapat diartikan bahwa perubahan harga produsen cabai rawit blitar pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan akan diikuti oleh kenaikan harga produsen cabai rawit sampang sebesar  $0,42918$  satuan dan perubahan harga produsen cabai rawit lumajang pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan akan diikuti oleh penurunan harga produsen cabai rawit sampang sebesar  $0,00034705$  satuan. Sedangkan pada saat keadaan konstan tanpa pengaruh

harga cabai rawit bulan sebelumnya, nilai harga produsen cabai rawit sampang pada saat  $t$  sebesar 0,26801 satuan.

Pada persamaan variabel harga produsen cabai rawit lumajang menunjukkan bahwa dalam pembentukan harganya cenderung memperhatikan harga cabai rawit bulan sebelumnya dari kabupaten itu sendiri. Koefisien lag harga produsen cabai rawit lumajang ditemukan pada persamaan harga produsen cabai rawit lumajang di lag pertama dengan besar koefisiennya adalah +0,47501 yang dapat diartikan bahwa perubahan harga produsen cabai rawit lumajang pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan akan diikuti oleh kenaikan harga produsen cabai rawit lumajang saat ini sebesar 0,47501 satuan. Sedangkan pada saat keadaan konstan tanpa pengaruh harga cabai rawit bulan sebelumnya, nilai harga produsen cabai rawit lumajang pada saat  $t$  sebesar 43,35174 satuan.

#### **4.2.6 Pengujian Kecukupan Model *Vector Autoregressive***

Uji ketepatan dari model VAR (1) dapat dilakukan dengan uji Portmanteau dan uji normalitas residual sebagai berikut :

##### **1. Uji Asumsi Independensi Residual**

Sistematika uji hipotesis untuk mengecek asumsi autokorelasi residual pada model VAR (1) menggunakan uji Portmanteau dengan nilai statistik uji Portmanteau didapatkan berdasarkan Persamaan (2.14) adalah sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0: \mathbf{R}_h = (R_1, \dots, R_h) = 0$  (residual independen)

$H_1$ : minimal ada satu  $\mathbf{R}_h \neq 0$  (residual tidak independen)

Statistik Uji :

$$\begin{aligned}\bar{Q}_2 &= (72)^2[(1/71 \times 0,059157) + (1/70 \times 0,16399)] \\ &= 16,4642\end{aligned}$$

$$\chi^2_{(9;0,05)} = 16,919 \text{ (dari tabel distribusi Chi-Square)}$$

Kriteria Pengujian :

dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  diterima karena  $\bar{Q}_2 \leq \chi^2_{(9;0,05)}$  yang berarti residual model VAR (1) *restrict* pada saat lag 2 memenuhi asumsi residual independen. Hasil uji asumsi independensi residual untuk lag 3 sampai lag 10 dapat dilihat pada Tabel 4.11.

**Tabel 4.11** Hasil Uji Asumsi Independensi Residual

Lag	$\bar{Q}_h$	Df	$\chi^2_{((K^2(h-p));0,05)}$	Keputusan
2	16,46	9	16,919	Independen
3	25,04	18	28,869	Independen
4	28,96	27	40,113	Independen
5	39,62	36	50,998	Independen
6	43,41	45	61,656	Independen
7	47,79	54	72,153	Independen
8	60,07	63	82,529	Independen
9	65,65	72	87,743	Independen
10	73,84	81	103,010	Independen

Pada Tabel 4.11 ditunjukkan bahwa nilai  $\bar{Q}_h$  pada lag 3 sampai lag 10 memiliki nilai kurang dari  $\chi^2_{((K^2(h-p));0,05)}$  sehingga dapat diartikan asumsi independensi residual pada model VAR (1) sudah terpenuhi.

## 2. Uji Normalitas Residual

*Jarque-Bera (JB) Test of Normality* digunakan untuk menentukan residual pada model VAR (1) sudah berdistribusi normal multivariat atau belum dengan statistik uji *Jarque-Bera* didapatkan berdasarkan Persamaan (2.15) adalah sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0$ : residual berdistribusi normal multivariat

$H_1$ : residual tidak berdistribusi normal multivariat

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.234370	0.649997	1	0.4201
2	-0.296221	1.038337	1	0.3082
3	0.190211	0.428134	1	0.5129
Joint		2.116468	3	0.5486

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.532638	0.646182	1	0.4215
2	3.625407	1.157104	1	0.2821
3	2.606692	0.457627	1	0.4987
Joint		2.260913	3	0.5201

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.296179	2	0.5230
2	2.195441	2	0.3336
3	0.885761	2	0.6422
Joint	4.377381	6	0.6257

**Gambar 4.15** Hasil Uji Normalitas *Jarque-Bera*

Gambar 4.15 merupakan hasil uji normalitas *Jarque-Bera* multivariat untuk model VAR (1) yang menunjukkan bahwa nilai statistik Jarque-Bera adalah 4,377381. Sehingga dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  diterima karena nilai statistik Jarque-Bera kurang dari  $\chi^2_{(6;0,05)} = 12,591587$ . Hal ini dapat diartikan bahwa residual model VAR (1) sudah berdistribusi normal multivariat.

#### 4.2.7 Analisis *Forecast Error Decomposition of Variance*

Hasil pengujian signifikansi parameter dan uji asumsi residual pada model, diperoleh bahwa model VAR (1) adalah model yang terbaik dan memenuhi asumsi independensi residual serta berdistribusi normal multivariat. Maka analisis dekomposisi variansi (FEDV) dari model VAR (1) untuk variabel harga produsen cabai rawit Blitar, Sampang, dan Lumajang dapat dilihat pada Tabel 4.12, Tabel 4.13, dan Tabel 4.14.

**Tabel 4.12** Dekomposisi Variansi : Harga Produsen Cabai Rawit Blitar

Variance Decomposition of $Y_{1,t}$ :				
Period	S.E.	$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$
1	0,006082	100,0000	0,000000	0,000000
2	0,007741	91,09955	0,130276	8,770174
3	0,008388	86,60463	0,196068	13,19930
4	0,008608	84,88976	0,221168	14,88908
5	0,008676	84,31525	0,229577	15,45517
6	0,008696	84,14023	0,232139	15,62763
7	0,008701	84,09058	0,232866	15,67656
8	0,008702	84,07721	0,233061	15,68973
9	0,008703	84,07374	0,233112	15,69315
10	0,008703	84,07287	0,233125	15,69400

Hasil analisis FEDV untuk harga produsen cabai rawit Blitar ditunjukkan pada Tabel 4.12 sehingga didapatkan bahwa dalam jangka pendek, yaitu periode 3: guncangan terhadap dirinya sendiri mengakibatkan 86,605% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Blitar, dan guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Sampang mengakibatkan 0,196% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Blitar, serta guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Lumajang mengakibatkan 13,199% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Blitar. Dalam jangka panjang, yaitu periode 10: guncangan terhadap dirinya sendiri mengakibatkan semakin lemah fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Blitar, sedangkan guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Sampang dan Lumajang mengakibatkan semakin kuat fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Blitar. Secara umum fluktuasi yang diakibatkan oleh guncangan harga produsen cabai rawit Sampang dalam harga produsen cabai rawit Blitar sangat kecil.

**Tabel 4.13** Dekomposisi Variansi : Harga Produsen Cabai Rawit Sampang

Variance Decomposition of $Y_{2,t}$ :				
Period	S.E.	$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$
1	0,007114	31,30038	68,69962	0,000000
2	0,009536	48,16484	38,43490	13,40026
3	0,010366	49,54433	32,62222	17,83345
4	0,010633	49,60112	31,04342	19,35545
5	0,010712	49,56053	30,59742	19,84204
6	0,010734	49,53903	30,47470	19,98627
7	0,010740	49,53142	30,44213	20,02646
8	0,010742	49,52910	30,43376	20,03714
9	0,010742	49,52846	30,43166	20,03988
10	0,010742	49,52829	30,43115	20,04057

Kemudian analisis FEDV untuk harga produsen cabai rawit Sampang pada Tabel 4.13 menunjukkan bahwa dalam jangka pendek, yaitu periode 3: guncangan terhadap dirinya sendiri mengakibatkan 32,622% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Sampang, dan guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Blitar mengakibatkan 49,544% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Sampang, serta guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Lumajang mengakibatkan 17,833% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Sampang. Dalam jangka panjang, yaitu periode 10: guncangan terhadap dirinya sendiri mengakibatkan semakin lemah fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Sampang, sedangkan guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Blitar dan Lumajang mengakibatkan semakin kuat fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Sampang.



**Tabel 4.14** Dekomposisi Variansi : Harga Produsen Cabai Rawit Lumajang

Variance Decomposition of $Y_{3,t}$ :				
Period	S.E.	$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$
1	12,73479	36,72046	0,926221	62,35332
2	14,09846	36,72046	0,926221	62,35332
3	14,38829	36,72046	0,926221	62,35332
4	14,45288	36,72046	0,926221	62,35332
5	14,46741	36,72046	0,926221	62,35332
6	14,47069	36,72046	0,926221	62,35332
7	14,47143	36,72046	0,926221	62,35332
8	14,47159	36,72046	0,926221	62,35332
9	14,47163	36,72046	0,926221	62,35332
10	14,47164	36,72046	0,926221	62,35332

Analisis FEDV untuk harga produsen cabai rawit Lumajang pada Tabel 4.14 didapatkan bahwa dalam jangka pendek, yaitu periode 3: guncangan terhadap dirinya sendiri mengakibatkan 62,353% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Lumajang, dan guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Blitar mengakibatkan 36,720% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Lumajang, serta guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Sampang mengakibatkan 0,926% fluktuasi dalam harga produsen cabai rawit Lumajang. Dalam jangka panjang, yaitu periode 10: guncangan terhadap dirinya sendiri maupun guncangan terhadap harga produsen cabai rawit Sampang dan Lumajang mengakibatkan fluktuasi yang konstan dalam harga produsen cabai rawit Lumajang. Secara umum fluktuasi yang diakibatkan oleh guncangan harga produsen cabai rawit Sampang dalam harga produsen cabai rawit Lumajang sangat kecil.

### 4.3 Integrasi Pasar Vertikal

Pada tahap ini dilakukan analisis data harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang dengan variabel yang digunakan adalah  $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ ,  $Y_{3,t}$ ,  $Y_{4,t}$ ,  $Y_{5,t}$ , dan  $Y_{6,t}$ . Analisis data terdiri dari identifikasi data awal, pengujian stasioneritas, identifikasi model *Vector Autoregressive* (VAR), dan selanjutnya uji kausalitas Granger serta estimasi persamaan kausalitas.

#### 4.3.1 Identifikasi Data

Identifikasi data pada integrasi pasar vertikal dilakukan dengan melihat analisa statistika deskriptif, plot *time series*, dan pendugaan awal hubungan antar variabel harga konsumen cabai rawit Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang untuk selanjutnya dianalisa lebih dalam menggunakan metode VAR. Rata-rata harga konsumen cabai rawit di tiga kabupaten Provinsi Jawa Timur untuk setiap bulannya ditunjukkan pada Tabel 4.15.

**Tabel 4.15** Rata-Rata Harga Konsumen Cabai Rawit

Periode	$Y_{4,t}$	$Y_{5,t}$	$Y_{6,t}$
Januari	37145	41395	37495
Februari	38030	42165	39157
Maret	<b>47824</b>	<b>49844</b>	<b>49328</b>
April	31829	31210	35682
Mei	19856	20663	23307
Juni	17734	16203	20531
Juli	30262	27337	34248
Agustus	30549	30070	36591
September	21133	20646	23971
Oktober	17626	19389	18969
November	22446	25218	24123
Desember	33745	35950	32780

Pada Tabel 4.15 ditunjukkan bahwa rata-rata harga konsumen cabai rawit tertinggi dari tiga kabupaten di Provinsi Jawa Timur terjadi di bulan Maret yaitu sebesar Rp 47.824 untuk Kabupaten Blitar, Rp 49844 untuk Kabupaten Sampang, dan Rp 49.328 untuk Kabupaten Lumajang.

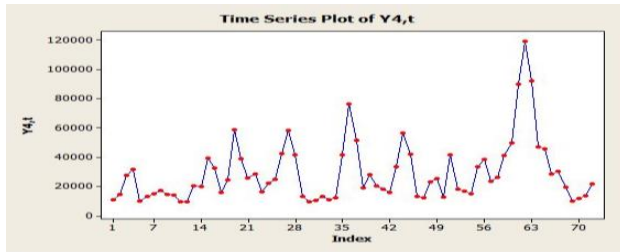
Analisa statistika deskriptif secara umum untuk mendeskripsikan data harga konsumen cabai rawit di tiga Kabupaten mulai bulan Januari 2012 sampai dengan Desember 2017 ditunjukkan pada Tabel 4.16.

**Tabel 4.16** Statistika Deskriptif Harga Konsumen Cabai Rawit

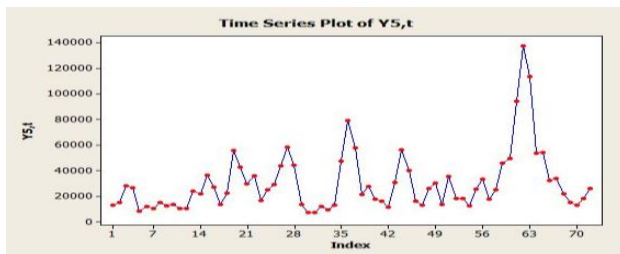
Variabel	Mean	StDev	Min	Max
$Y_{4,t}$	29015	21041	9408	119375
$Y_{5,t}$	30008	<b>23777</b>	7108	137357
$Y_{6,t}$	<b>31348</b>	22406	6892	121923

Pada Tabel 4.16 didapatkan bahwa rata-rata harga konsumen cabai rawit untuk periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2017 berbeda di masing-masing kabupaten. Rata-rata harga konsumen cabai rawit tertinggi berada di Kabupaten Lumajang yaitu sebesar Rp 31.348 dengan harga konsumen cabai rawit tertinggi sebesar Rp 121.923 dan harga konsumen cabai rawit terendah sebesar Rp 6.892. Sedangkan rata-rata terendah harga konsumen cabai rawit di tiga kabupaten berada di Kabupaten Blitar yaitu sebesar Rp 29.015 dengan harga konsumen cabai rawit tertinggi sebesar Rp 119.375 dan harga konsumen cabai rawit terendah sebesar Rp 9.408. Nilai standar deviasi menunjukkan keheterogenan yang terjadi dalam data harga konsumen cabai rawit di masing-masing kabupaten. Tingkat keheterogenan data harga konsumen cabai rawit di tiga kabupaten, Provinsi Jawa Timur cenderung tinggi dengan tingkat keheterogenan yang tertinggi berada di Kabupaten Sampang yaitu sebesar 23.777 dan tingkat keheterogenan terendah berada di Kabupaten Blitar yaitu sebesar 21.041.

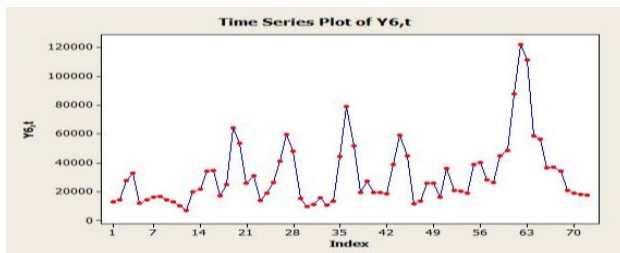
Sedangkan untuk plot *time series* variabel harga konsumen cabai rawit ( $Y_{4,t}$ ,  $Y_{5,t}$ , dan  $Y_{6,t}$ ) ditunjukkan pada Gambar 4.16, Gambar 4.17, dan Gambar 4.18.



**Gambar 4.16** *Time Series Plot* dari Variabel  $Y_{4,t}$



**Gambar 4.17** *Time Series Plot* dari Variabel  $Y_{5,t}$



**Gambar 4.18** *Time Series Plot* dari Variabel  $Y_{6,t}$

Gambar 4.16, Gambar 4.17, dan Gambar 4.18 menunjukkan bahwa plot data runtun waktu dari variabel  $Y_{4,t}$ ,

$Y_{5,t}$ , dan  $Y_{6,t}$  yang merupakan data harga konsumen cabai rawit Blitar, Sampang, dan Lumajang terindikasi tidak mengalami trend naik maupun turun. Dapat dilihat juga plot data memiliki pola yang berfluktuatif dan mengindikasikan data belum stasioner terhadap varian dikarenakan fluktuasinya masih berubah-ubah dari waktu ke waktu dimana antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi akan tetapi fluktuasi data sudah tampak berada di sekitar suatu nilai tertentu yang mengindikasikan data sudah stasioner dalam *mean*.

Sebelum melakukan analisa lebih lanjut mengenai hubungan antar variabel menggunakan model VAR, perlu di duga terlebih dahulu bahwa variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$ ,  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$ , dan  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$  mempunyai hubungan antar variabel. Ukuran hubungan linear antar dua peubah dapat diduga menggunakan koefisien korelasi momen-hasilkali Pearson ( $r$ ) yang didapatkan berdasarkan Persamaan (2.1). Nilai koefisien korelasi Pearson antar variabel dapat dilihat pada Tabel 4.17, Tabel 4.18, dan Tabel 4.19.

**Tabel 4.17** Nilai Korelasi Pearson Variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$

Variabel	$Y_{1,t}$	$Y_{4,t}$
$Y_{1,t}$	1	0,881
$Y_{4,t}$	0,881	1

**Tabel 4.18** Nilai Korelasi Pearson Variabel  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$

Variabel	$Y_{2,t}$	$Y_{5,t}$
$Y_{2,t}$	1	0,906
$Y_{5,t}$	0,906	1

**Tabel 4.19** Nilai Korelasi Pearson Variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$

Variabel	$Y_{3,t}$	$Y_{6,t}$
$Y_{3,t}$	1	0,493
$Y_{6,t}$	0,493	1

Sehingga untuk statistik uji korelasi antar dua variabel menggunakan nilai korelasi Pearson ( $r$ ) dapat dihitung berdasarkan Persamaan (2.2) dengan sistematika uji hipotesa sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0 : \rho_{14} = 0$  (tidak ada hubungan linear antar peubah)

$H_1 : \rho_{14} \neq 0$  (ada hubungan linear antara peubah)

dengan  $\rho_{14}$  adalah koefisien korelasi populasi antara variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$ .

Statistik Uji :

$$z = \frac{\sqrt{72-3}}{2} \ln \left[ \frac{(1+0,881)(1-0)}{(1-0,881)(1+0)} \right] = 11,465$$

Kriteria Pengujian :

Dengan tingkat signifikansi  $\alpha = 5\%$  sehingga nilai  $Z_{0,025} = 1,96$  (dari tabel distribusi normal) dan nilai  $z = 11,465$   $H_0$  ditolak yang berarti antara  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$  terdapat hubungan. Hasil uji korelasi untuk semua nilai korelasi dapat dilihat pada Tabel 4.20.

**Tabel 4.20** Hasil Uji Korelasi Antar Variabel

Korelasi	$z$	$Z_{0,025}$	Kriteria Pengujian	Kesimpulan
$\rho_{14}$	11,465	1,96	$H_0$ ditolak	Ada korelasi
$\rho_{25}$	12,499	1,96	$H_0$ ditolak	Ada korelasi
$\rho_{36}$	4,486	1,96	$H_0$ ditolak	Ada korelasi

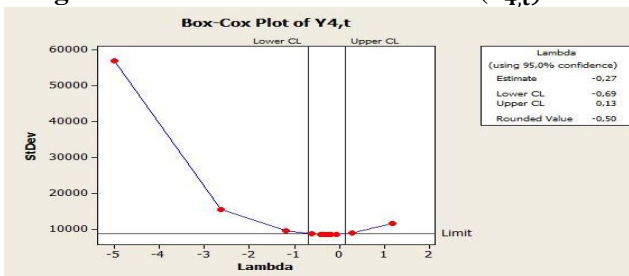
Berdasarkan Tabel 4.20 dapat dilihat bahwa ada korelasi yang signifikan antara  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$ . Hal ini berarti hubungan antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit di Kabupaten Blitar sangat kuat. Keadaan ini juga

terjadi antara  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$  dan  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$ . Sehingga dapat diartikan bahwa terdapat hubungan antar harga produsen dengan harga konsumen di tiga Kabupaten yang dijadikan objek penelitian.

### 4.3.2 Pengujian stasioneritas Data

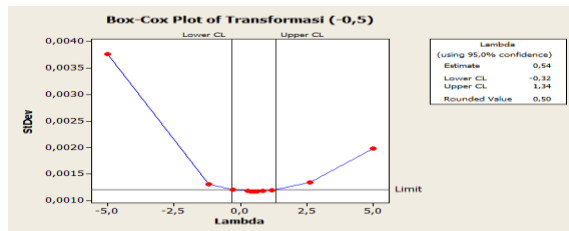
Kestasioneran data secara varian dapat dilihat dari Transformasi Box-Cox, dikatakan stasioner jika nilai *lambda estimate* mendekati 1. Jika data tidak stasioner dalam varian maka dilakukan transformasi Box-Cox berdasarkan nilai *round value* untuk menstasionerkan data. Pengujian stasioneritas dalam rata-rata dapat digunakan uji akar unit *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Jika data tidak stasioner dalam rata-rata maka dilakukan proses *differencing*. Untuk variabel harga produsen cabai rawit ( $Y_{1,t}$ ,  $Y_{2,t}$ , dan  $Y_{3,t}$ ) sudah dilakukan pengujian kestasioneran data pada subbab sebelumnya sehingga didapatkan data yang sudah stasioner terhadap *mean* dan varian untuk melakukan analisis di subbab selanjutnya. Berdasarkan plot data runtun waktu pada subbab identifikasi data menunjukkan bahwa data pengamatan terindikasi tidak stasioner terhadap varian tetapi sudah stasioner terhadap *mean*. Sehingga untuk variabel harga konsumen cabai rawit ( $Y_{4,t}$ ,  $Y_{5,t}$ , dan  $Y_{6,t}$ ) perlu dilakukan pengujian kestasioneran data terlebih dahulu sebagai berikut :

#### 1. Harga Konsumen Cabai Rawit Blitar ( $Y_{4,t}$ )

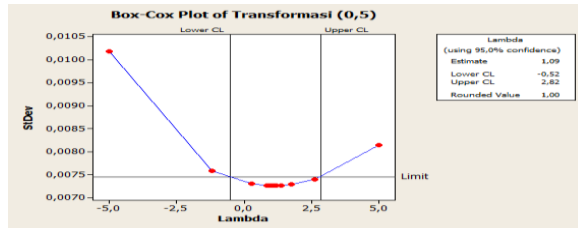


Gambar 4.19 Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{4,t}$

Nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{4,t}$  pada Gambar 4.19 menunjukkan nilai -0,27. Hal ini berarti nilai *lambda estimate* yang didapatkan belum mendekati nilai 1 sehingga data variabel  $Y_{4,t}$  belum dapat dikatakan stasioner terhadap varian dan perlu dilakukan transformasi pada data berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*) yaitu bernilai -0,50.



**Gambar 4.20** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{4,t}$  Transformasi ( $\lambda = -0,5$ )



**Gambar 4.21** Plot Box-Cox dari dari Variabel  $Y_{4,t}$  Transformasi ( $\lambda = 0,5$ )

Nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{4,t}$  setelah ditransformasi dengan  $\lambda = -0,5$  pada Gambar 4.20 menunjukkan nilai 0,54 yang mengindikasikan estimasi nilai lambda optimal masih belum mendekati 1 dan masih perlu dilakukan tranformasi pada data berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*). Sedangkan pada Gambar 4.21, nilai *lambda estimate* dari variabel  $Y_{4,t}$  sudah menunjukkan



nilai 1 yang artinya tidak diperlukan lagi melakukan transformasi pada data dan data variabel  $Y_{4,t}$  sudah dikatakan stasioner terhadap varian.

Setelah data variabel  $Y_{4,t}$  sudah stasioner terhadap varian, selanjutnya dicek kestasioneran data variabel  $Y_{4,t}$  terhadap *mean* menggunakan uji akar unit Augmented Dickey Fuller (ADF) dengan statistik uji didapatkan berdasarkan Persamaan (2.8). Sehingga sistematika uji ADF adalah sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0$  : terdapat *unit root* pada data harga konsumen cabai rawit di Blitar

$H_1$  : tidak terdapat *unit root* pada data harga konsumen cabai rawit di Blitar

Statistik Uji :

$$|\tau| = \left| \frac{-0,469790}{0,102772} \right| = 4,571197$$

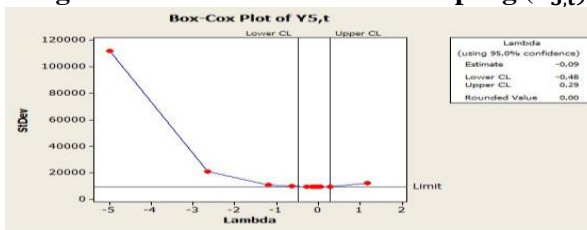
$$t_{tabel} = -2,8621 - 2,738 \left( \frac{1}{72} \right) - 8,36 \left( \frac{1}{72^2} \right)$$

$$t_{tabel} = -2,901740 \text{ (dari tabel MacKinnon)}$$

Kriteria Pengujian :

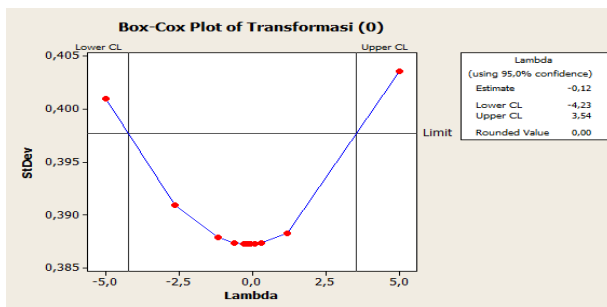
dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  ditolak karena  $|\tau| > t_{tabel}$  yang berarti variabel data harga konsumen cabai rawit blitar ( $Y_{4,t}$ ) sudah stasioner pada level.

## 2. Harga Konsumen Cabai Rawit Sampang ( $Y_{5,t}$ )

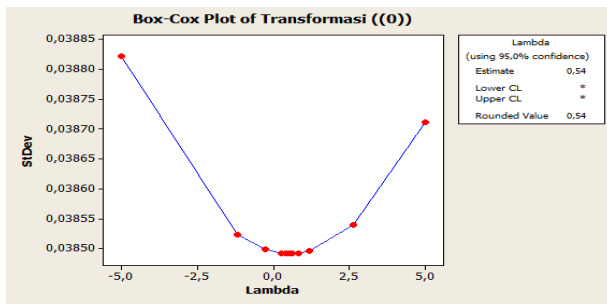


**Gambar 4.22** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{5,t}$

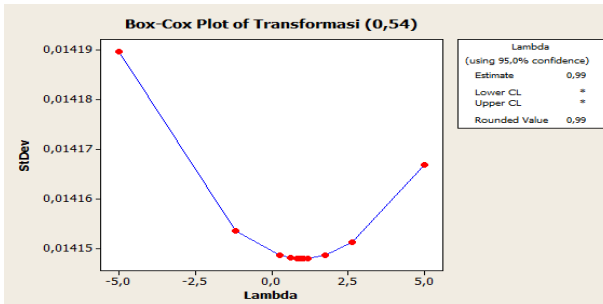
Nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{5,t}$  pada Gambar 4.22 menunjukkan nilai -0,09. Hal ini berarti nilai *lambda estimate* yang didapatkan belum mendekati nilai 1 sehingga data variabel  $Y_{5,t}$  belum dapat dikatakan stasioner terhadap varian dan perlu dilakukan transformasi pada data variabel  $Y_{5,t}$  berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*) yaitu bernilai 0. Oleh karena itu dilakukan transformasi logaritma natural pada data variabel  $Y_{5,t}$ .



**Gambar 4.23** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{5,t}$   
Transformasi ( $\lambda = 0$ )



**Gambar 4.24** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{5,t}$   
Transformasi ( $(\lambda = 0)$ )

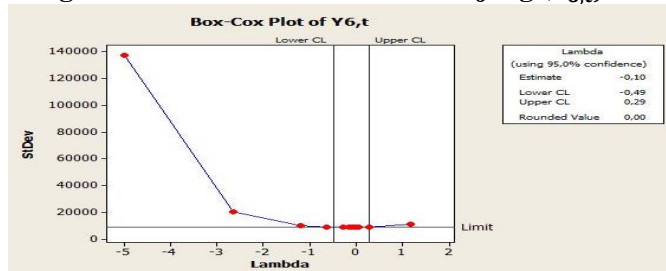


**Gambar 4.25** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{5,t}$  Transformasi ( $\lambda = 0,54$ )

Dari Gambar 4.23 dan Gambar 4.24 didapatkan nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{5,t}$  setelah ditransformasi dengan  $\lambda = 0$  sebanyak 2 kali masih bernilai -0,12 dan 0,54 mengindikasikan estimasi nilai lambda yang optimal masih belum mendekati 1 dan masih perlu dilakukan tranformasi pada data variabel  $Y_{5,t}$  berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*). Sedangkan pada Gambar 4.25, nilai *lambda estimate* dari variabel  $Y_{5,t}$  sudah menunjukkan nilai 0,99 yang artinya nilai lambda optimal sudah mendekati 1 dan tidak diperlukan lagi melakukan transformasi pada data sehingga data variabel  $Y_{5,t}$  sudah dapat dikatakan stasioner terhadap varian.

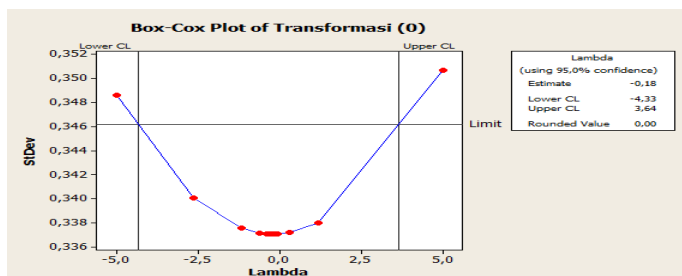
Setelah data variabel  $Y_{5,t}$  sudah stasioner terhadap varian, selanjutnya dicek kestasioneran data variabel  $Y_{5,t}$  terhadap *mean* menggunakan uji akar unit ADF dengan langkah pengujiannya sama seperti uji ADF pada data harga konsumen cabai rawit blitar, sehingga didapatkan  $|\tau| = 4,217127$  dan  $t_{tabel} = -2,901740$ . Dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  ditolak karena  $|\tau| > t_{tabel}$  yang berarti variabel data harga konsumen cabai rawit sampang ( $Y_{5,t}$ ) sudah stasioner pada level.

### 3. Harga Konsumen Cabai Rawit Lumajang ( $Y_{6,t}$ )

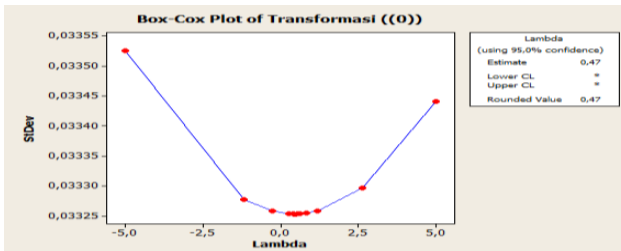


**Gambar 4.26** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{6,t}$

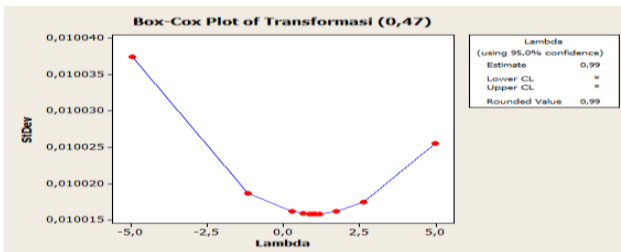
Nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{6,t}$  pada Gambar 4.26 menunjukkan nilai -0,10. Hal ini berarti nilai *lambda estimate* yang didapatkan belum mendekati nilai 1 sehingga data variabel  $Y_{6,t}$  belum dapat dikatakan stasioner terhadap varian dan perlu dilakukan transformasi pada data variabel  $Y_{6,t}$  berdasarkan nilai *lambda* yang disarankan (*round value*) yaitu bernilai 0. Oleh karena itu dilakukan transformasi logaritma natural pada data variabel  $Y_{6,t}$ .



**Gambar 4.27** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{6,t}$   
Transformasi ( $\lambda = 0$ )



**Gambar 4.28** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{6,t}$  Transformasi  $((\lambda=0))$



**Gambar 4.29** Plot Box-Cox dari Variabel  $Y_{6,t}$  Transformasi  $(\lambda=0,47)$

Dari Gambar 4.27 dan Gambar 4.28 didapatkan nilai *lambda estimate* yang optimal dari variabel  $Y_{6,t}$  setelah ditransformasi dengan  $\lambda = 0$  sebanyak 2 kali, masing-masing bernilai -0,18 dan 0,47 mengindikasikan estimasi nilai lambda yang optimal masih belum mendekati 1 dan masih perlu dilakukan tranformasi pada data variabel  $Y_{6,t}$  berdasarkan nilai lambda yang disarankan (*round value*). Sedangkan pada Gambar 4.29, nilai *lambda estimate* dari variabel  $Y_{6,t}$  sudah menunjukkan nilai 0,99 yang artinya nilai lambda optimal sudah mendekati 1 dan tidak diperlukan lagi melakukan transformasi pada data sehingga data variabel  $Y_{6,t}$  sudah dapat dikatakan stasioner terhadap varian.

Setelah data variabel  $Y_{6,t}$  sudah stasioner terhadap varian, selanjutnya dicek kestasioneran data variabel  $Y_{6,t}$  terhadap *mean* menggunakan uji akar unit ADF dengan langkah pengujiannya sama seperti uji ADF pada dua data sebelumnya, sehingga didapatkan  $|\tau| = 4,437425$  dan  $t_{tabel} = -2,901740$ . Dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  ditolak karena  $|\tau| > t_{tabel}$  yang berarti variabel data harga konsumen cabai rawit Lumajang ( $Y_{6,t}$ ) sudah stasioner pada level. Kesimpulan hasil pengujian hipotesis untuk stasioneritas semua data harga konsumen cabai rawit ditunjukkan pada Tabel 4.21.

**Tabel 4.21** Hasil Uji ADF Harga Konsumen Cabai Rawit

Variabel	Koefisien	Standart Error	$ \tau $	$t_{tabel}$	Kesimpulan
$Y_{4,t}$	-0,4698	0,1028	4,5712	-2,9017	Stasioner
$Y_{5,t}$	-0,4153	0,0985	4,2171	-2,9017	Stasioner
$Y_{6,t}$	-0,4368	0,0984	4,4374	-2,9017	Stasioner

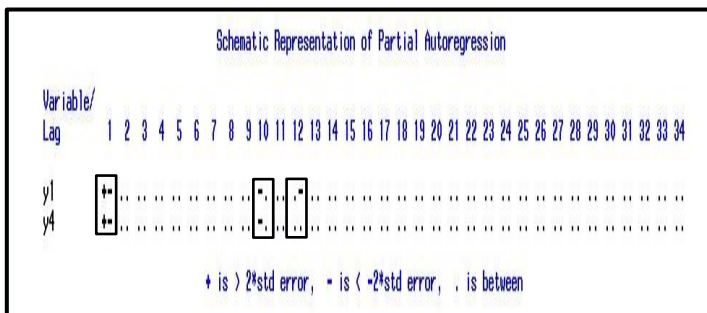
Hasil uji ADF untuk harga konsumen cabai rawit pada Tabel 4.21 menunjukkan bahwa semua variabel harga konsumen cabai rawit di 3 kabupaten pengamatan sudah dapat dikatakan stasioner pada level.

### 4.3.3 Identifikasi dan Estimasi Parameter Model *Vector Autoregressive* (VAR)

Identifikasi model VAR dilakukan dengan melihat plot MPACF untuk mendapatkan orde model VAR dari masing-masing hubungan antar variabel di setiap kabupaten. Dari dugaan model VAR yang didapat, selanjutnya dilakukan estimasi parameter untuk masing-masing model VAR sementara. Identifikasi dan estimasi parameter model VAR untuk setiap harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang adalah sebagai berikut :

## 1. Identifikasi dan Estimasi Parameter Model VAR $Y_{1,t}$ dengan $Y_{4,t}$

Proses untuk mendapatkan orde dari model VAR dapat dilakukan dengan melihat plot MPACF variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$  yang merupakan plot MPACF dari data harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Blitar yang sudah distasionerkan ditampilkan pada Gambar 4.30.



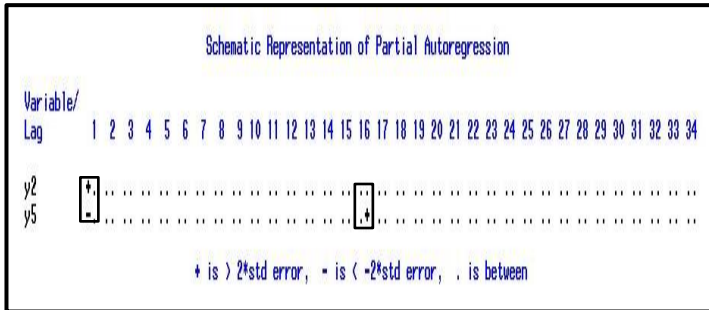
**Gambar 4.30** Plot MPACF Variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$

Berdasarkan plot MPACF pada Gambar 4.30 terlihat bahwa korelasi  $\pm 2$  kali *standard error* muncul pada lag 1, lag 10, dan lag 12. Hal ini dapat diartikan bahwa nilai MPACF dari variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$  signifikan pada lag 1, lag 10, dan lag 12 untuk model VAR harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Blitar. Sehingga didapatkan 4 model VAR sementara yaitu VAR (1), VAR (2) subset [1,10], VAR (2) subset [1,12], dan VAR (3) subset [1,10,12]. Selanjutnya dilakukan estimasi parameter pada semua model VAR sementara dari variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$ .

## 2. Identifikasi dan Estimasi Parameter Model VAR $Y_{2,t}$ dengan $Y_{5,t}$

Proses untuk mendapatkan orde dari model VAR dapat dilakukan dengan melihat plot MPACF variabel  $Y_{2,t}$  dengan

$Y_{5,t}$  yang merupakan plot MPACF dari data harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Sampang yang sudah distasionerkan ditampilkan pada Gambar 4.31.



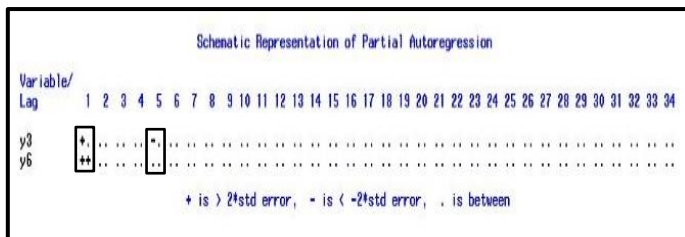
**Gambar 4.31** Plot MPACF Variabel  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$

Berdasarkan plot MPACF pada Gambar 4.31 terlihat bahwa korelasi  $\pm 2$  kali *standard error* muncul pada lag 1 dan lag 16. Hal ini dapat diartikan bahwa nilai MPACF dari variabel  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$  signifikan pada lag 1 dan lag 16 untuk model VAR harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Sampang. Sehingga didapatkan 2 model VAR sementara yaitu VAR (1), VAR (2) subset [1,16]. Selanjutnya dilakukan estimasi parameter pada semua model VAR sementara dari variabel  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$ .

### 3. Identifikasi Model VAR $Y_{3,t}$ dengan $Y_{6,t}$

Proses untuk mendapatkan orde dari model VAR dapat dilakukan dengan melihat plot MPACF variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$  yang merupakan plot MPACF dari data harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Lumajang yang sudah distasionerkan ditampilkan pada Gambar 4.32.





**Gambar 4.32** Plot MPACF Variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$

Berdasarkan plot MPACF pada Gambar 4.32 terlihat bahwa korelasi  $\pm 2$  kali *standard error* muncul pada lag 1 dan lag 5. Hal ini dapat diartikan bahwa nilai MPACF dari variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$  signifikan pada lag 1 dan lag 5 untuk model VAR harga produsen dengan harga konsumen Lumajang. Sehingga didapatkan model VAR sementara yaitu VAR (1) dan VAR (2) subset [1,5]. Selanjutnya dilakukan estimasi parameter pada semua model VAR sementara dari variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$ .

#### 4.3.4 Penentuan Orde Optimal Model VAR

Penentuan orde optimal model VAR dapat digunakan perhitungan *Akaike Information Criterion* (AIC) yang didapatkan berdasarkan Persamaan (2.9). Hasil perhitungan nilai kriteria informasi AIC untuk masing-masing harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Sampang, dan Lumajang ditunjukkan pada Tabel 4.22, Tabel 4.23, dan Tabel 4.24.

**Tabel 4.22** Hasil AIC Variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$

Kriteria	VAR (1)	VAR (2) subset [1,10]	VAR (2) subset [1,12]	VAR (3) subset [1,10,12]
AIC	<b>-21,0543</b>	-20,9656	-21,0278	-20,9790

Pada Tabel 4.22 didapatkan hasil perhitungan nilai AIC untuk model VAR dari harga produsen Blitar ( $Y_{1,t}$ ) dengan harga konsumen Blitar ( $Y_{4,t}$ ) yang terkecil terdapat pada model VAR (1). Sehingga dalam melakukan analisis selanjutnya digunakan model VAR (1).

**Tabel 4.23** Hasil AIC Variabel  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$

Kriteria	VAR (1)	VAR (2) subset [1,16]
AIC	<b>-18,4678</b>	-18,2285

Pada Tabel 4.23 didapatkan hasil perhitungan nilai AIC untuk model VAR dari harga produsen Sampang ( $Y_{2,t}$ ) dengan harga konsumen Sampang ( $Y_{5,t}$ ) yang terkecil terdapat pada model VAR (1). Sehingga dalam melakukan analisis selanjutnya digunakan model VAR (1).

**Tabel 4.24** Hasil AIC Variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$

Kriteria	VAR (1)	VAR (2) subset [1,5]
AIC	<b>-4,1017</b>	-4,0036

Pada Tabel 4.24 didapatkan hasil perhitungan nilai AIC untuk model VAR dari harga produsen Lumajang ( $Y_{3,t}$ ) dengan harga konsumen Lumajang ( $Y_{6,t}$ ) yang terkecil terdapat pada model VAR (1). Sehingga dalam melakukan analisis selanjutnya digunakan model VAR (1).

#### 4.3.5 Uji Kausalitas Granger

Untuk mendapatkan adanya arah dan hubungan antar harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit maka dilakukan uji hubungan kausalitas dengan uji Granger

Causality. Uji kausalitas granger untuk masing-masing hubungan antar harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit di Kabupaten Blitar, Kabupaten Sampang, dan Kabupaten Lumajang adalah sebagai berikut :

### 1. Uji Kausalitas Granger Variabel $Y_{1,t}$ dengan $Y_{4,t}$

Pada identifikasi model VAR sebelumnya untuk variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$  menunjukkan bahwa model VAR yang terbentuk adalah VAR (1). Sehingga orde model VAR untuk variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$  adalah 1 dan uji kausalitas granger untuk hubungan antara harga produsen cabai rawit Blitar dengan harga konsumen cabai rawit Blitar menggunakan statistik uji kausalitas Granger didapatkan berdasarkan Persamaan (2.16) adalah sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0 : a_{12,1} = 0$  ( $Y_{4,t}$  bukan penyebab  $Y_{1,t}$ )

$H_1 : a_{12,1} \neq 0$  ( $Y_{4,t}$  penyebab  $Y_{1,t}$ )

Statistik Uji-F :

$$F_{hitung} = \frac{(0,002892 - 0,002612)/1}{0,002612/(71 - 3)} = 7,289433$$

$F_{0,05(1,(68))} = 3,98$  (dari tabel distribusi F)

Kriteria Pengujian :

dengan  $\alpha = 5\%$ ,  $H_0$  ditolak karena  $F_{hitung} > F_{0,05(1,(68))}$

yang berarti  $Y_{4,t}$  penyebab  $Y_{1,t}$ .

Hasil uji kausalitas granger untuk semua hubungan variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$  ditunjukkan pada Tabel 4.25.

**Tabel 4.25** Hasil Uji Kausalitas Granger Variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$

Harga Cabai Rawit		$F_{hitung}$	$F_{0,05(1,(68))}$	Keputusan
$Y_{4,t}$	$Y_{1,t}$	7,28943	3,98	Tolak $H_0$
$Y_{1,t}$	$Y_{4,t}$	106,819	3,98	Tolak $H_0$

Dari Tabel 4.25 didapatkan hasil uji kausalitas untuk semua hubungan variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$  adalah  $H_0$  ditolak pada  $Y_{4,t}$  penyebab  $Y_{1,t}$  dan  $Y_{1,t}$  penyebab  $Y_{4,t}$ . Sehingga dapat diartikan bahwa terdapat hubungan kausalitas dua arah antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Blitar yaitu harga konsumen ke harga produsen dan harga produsen ke harga konsumen dikarenakan  $Y_{4,t}$  menjadi penyebab  $Y_{1,t}$  dan  $Y_{1,t}$  menjadi penyebab  $Y_{4,t}$ . Hal ini menunjukkan bahwa penyaluran informasi terkait perubahan harga sudah berjalan dengan efisien karena informasi perubahan harga dari petani akan diteruskan ke pasar konsumen dan berlaku sebaliknya. Didapatkan persamaan model kausalitas dari variabel  $Y_{1,t}$  dengan  $Y_{4,t}$  adalah sebagai berikut :

$$Y_{1,t} = 0,02094 + 1,022209Y_{1,t-1} - 0,31043Y_{4,t-1}$$

$$Y_{4,t} = -0,20791 + 1,66459Y_{1,t-1} - 0,35504Y_{4,t-1}$$

Dari persamaan diatas dapat diartikan bahwa setiap perubahan harga produsen blitar pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan mengakibatkan harga produsen dan konsumen blitar saat ini akan mengalami kenaikan sebesar 1,022209 satuan dan 1,66459 satuan. Sedangkan setiap perubahan harga konsumen blitar pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan mengakibatkan harga produsen dan konsumen blitar saat ini akan mengalami penurunan sebesar 0,31043 satuan dan 0,35504 satuan.

## **2. Uji Kausalitas Granger Variabel $Y_{2,t}$ dengan $Y_{5,t}$**

Uji kausalitas Granger pada hubungan antara harga produsen cabai rawit sampang ( $Y_{2,t}$ ) dengan harga konsumen cabai rawit sampang ( $Y_{5,t}$ ) dilakukan sama seperti uji kausalitas pada harga cabai rawit blitar. Sehingga didapatkan hasil uji kausalitas Granger antara harga  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$  ditunjukkan pada Tabel 4.26.

**Tabel 4.26** Hasil Uji Kausalitas Granger Variabel  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$

Harga Cabai Rawit		$F_{hitung}$	$F_{0,05(1,(68))}$	Keputusan
$Y_{5,t}$	$Y_{2,t}$	0,56078	3,98	Terima $H_0$
$Y_{2,t}$	$Y_{5,t}$	11,0567	3,98	Tolak $H_0$

Dari Tabel 4.26 hasil uji kausalitas untuk semua hubungan variabel  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$  adalah  $H_0$  diterima pada  $Y_{5,t}$  penyebab  $Y_{2,t}$  dan  $H_0$  ditolak pada  $Y_{2,t}$  penyebab  $Y_{5,t}$ . Sehingga dapat diartikan bahwa  $Y_{5,t}$  bukan penyebab  $Y_{3,t}$  dan  $Y_{3,t}$  penyebab  $Y_{6,t}$ . Oleh karena itu hanya terdapat hubungan kausalitas satu arah antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Sampang yaitu harga produsen ke harga konsumen. Hal ini menunjukkan bahwa penyaluran informasi terkait perubahan harga berjalan kurang efisien karena informasi perubahan harga dari petani saja yang akan diteruskan ke pasar konsumen. Didapatkan persamaan model kausalitas dari variabel  $Y_{2,t}$  dengan  $Y_{5,t}$  sebagai berikut :

$$Y_{2,t} = -0,00170 + 0,71254Y_{2,t-1}$$

$$Y_{5,t} = 1,65070 - 1,23059Y_{2,t-1} + 0,20146Y_{5,t-1}$$

Dari persamaan diatas dapat diartikan bahwa setiap perubahan harga produsen sampang pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan mengakibatkan harga produsen dan konsumen blitar saat ini akan mengalami kenaikan sebesar 0,71254 satuan dan penurunan sebesar 1,23059 satuan. Sedangkan setiap perubahan harga konsumen sampang pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan mengakibatkan kenaikan sebesar 0,20146 satuan pada dirinya sendiri.

### 3. Uji Kausalitas Granger Variabel $Y_{3,t}$ dengan $Y_{6,t}$

Uji kausalitas granger pada hubungan antara harga produsen cabai rawit lumajang ( $Y_{3,t}$ ) dengan harga konsumen cabai rawit lumajang ( $Y_{6,t}$ ) dilakukan sama seperti uji

kausalitas pada harga cabai rawit blitar dan sampang. Sehingga didapatkan hasil uji kausalitas granger antara  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$  ditunjukkan pada Tabel 4.27.

**Tabel 4.27** Hasil Uji Kausalitas Granger Variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$

Harga Cabai Rawit		$F_{hitung}$	$F_{0,05(1,(68))}$	Keputusan
$Y_{6,t}$	$Y_{3,t}$	1,90649	3,98	Terima $H_0$
$Y_{3,t}$	$Y_{6,t}$	44,0768	3,98	Tolak $H_0$

Dari Tabel 4.27 didapatkan hasil uji kausalitas untuk semua hubungan variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$  adalah  $H_0$  diterima pada  $Y_{6,t}$  penyebab  $Y_{3,t}$  dan  $H_0$  ditolak pada  $Y_{3,t}$  penyebab  $Y_{6,t}$ . Sehingga dapat diartikan bahwa  $Y_{6,t}$  bukan penyebab  $Y_{3,t}$  dan  $Y_{3,t}$  penyebab  $Y_{6,t}$ . Oleh karena itu hanya terdapat hubungan kausalitas satu arah antara harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Lumajang yaitu harga produsen ke harga konsumen. Hal ini menunjukkan bahwa penyaluran informasi terkait perubahan harga berjalan kurang efisien karena informasi perubahan harga dari petani saja yang akan diteruskan ke pasar konsumen. Didapatkan persamaan model kausalitas dari variabel  $Y_{3,t}$  dengan  $Y_{6,t}$  sebagai berikut :

$$Y_{3,t} = 240,82047 + 0,58183Y_{3,t-1}$$

$$Y_{6,t} = 0,95662 + 0,00076608Y_{3,t-1} + 0,31342Y_{6,t-1}$$

Dari persamaan diatas dapat diartikan bahwa setiap perubahan harga produsen lumajang pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan mengakibatkan harga produsen dan konsumen lumajang saat ini akan mengalami kenaikan sebesar 0,58183 satuan dan 0,00076608 satuan. Sedangkan setiap perubahan harga konsumen sampang pada satu bulan sebelumnya sebesar 1 satuan mengakibatkan kenaikan sebesar 0,31342 satuan pada dirinya sendiri.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## **BAB V**

### **PENUTUP**

Pada bab ini dilakukan penarikan kesimpulan yang dihasilkan berdasarkan penelitian yang telah dilaksanakan serta saran yang diberikan jika penelitian ini ingin dikembangkan.

#### **5.1 Kesimpulan**

Dari hasil analisis dan pembahasan yang telah dilakukan pada bab sebelumnya, dapat disimpulkan sebagai berikut :

1. Model *Vector Autoregressive* (VAR) untuk harga cabai rawit antar pasar produsen adalah VAR(1) dengan model VAR (1) dari 3 kabupaten pengamatan adalah sebagai berikut :

- a. Model untuk variabel  $Y_{1,t}$

$$Y_{1,t} = 0.13300 + 0,40052Y_{1,t-1} - 0,00022805Y_{3,t-1} + U_t$$

- b. Model untuk variabel  $Y_{2,t}$

$$Y_{2,t} = 0.26801 + 0,42918Y_{1,t-1} - 0.00034705Y_{3,t-1} + U_t$$

- c. Model untuk variabel  $Y_{3,t}$

$$Y_{3,t} = 43,35174 + 0.47501Y_{3,t-1} + U_t$$

Sehingga didapatkan analisa model secara umum hubungan harga cabai rawit antar pasar produsen adalah harga produsen cabai rawit Sampang memberikan pengaruh yang sangat kecil terhadap harga produsen cabai rawit Blitar dan Lumajang. Sedangkan untuk harga produsen cabai rawit Blitar dan Lumajang memberikan pengaruh yang semakin kuat pada harga produsen cabai rawit Sampang.

2. Hubungan sebab akibat dari harga produsen dengan harga konsumen cabai rawit Blitar terjadi secara dua arah sedangkan untuk hubungan sebab akibat dari harga



produsen dengan harga konsumen cabai rawit Sampang dan Lumajang hanya terjadi secara satu arah dengan arah hubungannya dari harga produsen ke harga konsumen saja.

## **5.2 Saran**

Saran yang dapat diberikan untuk pengembangan penelitian selanjutnya adalah melakukan analisis integrasi pasar dengan memperhatikan efek spasial antar daerah pengamatan menggunakan model GSTAR atau VAR spasial.

## DAFTAR PUSTAKA

- [1] Kementerian Pertanian. (2016). **Outlook Cabai**. Sekretariat Jenderal Kementerian Pertanian: Pusat Data dan Informasi Pertanian.
- [2] Ariefianto, M. D. (2012). **Ekonometrika: Esensi dan Aplikasi dengan Menggunakan Eviews**. Jakarta: Erlangga.
- [3] Lutkepohl, H. (2011). *Vector Autoregressive Models*. **EUI Working Paper ECO 2011/30**.
- [4] Azizah, N. A. **Sentra Cabai Rawit: Kementan Bidik Blitar**. <<http://kalimantan.bisnis.com/read/20170502/452/649640/sentra-cabai-rawit-kementan-bidik-blitar>> Diakses 26 Juli 2018.
- [5] Akbar, R. A. (2016). *Analisis Integrasi Pasar Bawang Merah Menggunakan Metode Vector Error Correction Model (VECM) (Studi Kasus: Harga Bawang Merah di Provinsi Jawa Tengah)*. **Jurnal Gaussian, Volume 5, Nomor 4**, Halaman 811-820.
- [6] Anindita, Ratya dan Sawitania C.D.U.S. (2013, Mei). *Analisis Integrasi Pasar Vertikal Cabai Merah Besar (Capsicum annuum L.) Di Jawa Timur*. **Jurnal Agrise, 14(2)**.
- [7] Zamhari, J. (2006). **Analisis Integrasi Pasar Gandum dan Tepung Terigu Dunia dengan Pasar Tepung Terigu Domestik, Serta Pengaruh Bea Masuk (Pendekatan Metode VAR)**. Skripsi: Bogor, Institut Pertanian Bogor.
- [8] Arifianti, Septika, dkk. (2010). *Integrasi Pasar Minyak Sawit Indonesia dan dunia*. **Agro Ekonomi Vol. 12 No. 1**.
- [9] Sudiyono, Armand. (2004). **Pemasaran Pertanian**. Malang: UMM Press.

- [10] Simatupan, Pantjar dan Jefferson Situmorang. *Integrasi Pasar dan Keterkaitan Harga Karet Indonesia dengan Singapura*.
- [11] Wei. (2006). **Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods**. United State of America: Pearson Education, Inc.
- [12] Walpole, R. E. (1993). **Pengantar Statistika**. Jakarta: PT Gramedia Pustaka Utama.
- [13] Lutkepohl, H. (2015). **Vector Autoregressive Models**. Italy: Department of Economics, European University Institute, Via della Piazuolla 43, I-50133.
- [14] Lutkepohl, H. (2005). **New Introduction Multiple Time Series Analysis**. Italy: European University Institute.
- [15] Rosyidah, Haniatur, dkk. (2017). *Pemodelan Vector Autoregressive X (VARX) Untuk Meramalkan Jumlah Uang Beredar Di Indonesia*. **Jurnal Gaussian, Volume 6, Nomor3**.
- [16] Gujarati, Damodar N. (2004). **Basic Econometrics Fourth Edition**. Singapore: McGraw-Hill Inc.
- [17] Kabasarang, dkk. *Uji Normalitas Menggunakan Statistik Jarque-Bera Berdasarkan Metode Bootstrap*. **Jurnal LSM XXI**.
- [18] Sinay, Lexy J. (2014). *Pendekatan Vector Error Correction Model Untuk Analisis Hubungan Inflasi, BI Rate Dan Kurs Dolar Amerika Serikat*. **Jurnal Barekeng Vol. 8 No. 2** Hal 9-18.

**LAMPIRAN A**  
**Data Harga Produsen Cabai Rawit pada Tiga Kabupaten di**  
**Jawa Timur Tahun 2012-2017 (Rp/Kg)**

No	Tahun	Periode	Data Penelitian		
			$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$
1		Jan	12769	7000	4000
2		Feb	15083	11500	9000
3		Mar	27406	21850	11000
4		Apr	18206	15200	5000
5		May	9679	6700	6000
6		Jun	10400	10700	7000
7		Jul	10368	7000	6000
8		Aug	11588	11900	4000
9		Sep	10471	11000	8000
10		Oct	9900	9250	4000
11		Nov	6200	9000	800
12		Dec	8917	13000	2000
13		Jan	17594	30000	15000
14		Feb	18867	20000	14000
15		Mar	30292	27500	7000
16		Apr	8000	17850	7000
17		May	12107	13200	21000
18		Jun	31125	25650	12000
19		Jul	35111	39700	17000
20		Aug	26974	31350	8000
21		Sep	25067	21100	12000
22		Oct	18438	20500	11000
23		Nov	15767	10000	6500
24		Dec	23533	26000	10000

**LAMPIRAN A (LANJUTAN)**  
**Data Harga Produsen Cabai Rawit pada Tiga Kabupaten di**  
**Jawa Timur Tahun 2012-2017 (Rp/Kg)**

No	Tahun	Periode	Data Penelitian		
			$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$
25		Jan	16818	12000	10000
26		Feb	47370	47500	17500
27		Mar	49733	35875	15000
28		Apr	14853	19000	5000
29		May	9222	5575	3000
30		Jun	7464	15200	2000
31		Jul	11071	6350	1500
32		Aug	10471	5900	5000
33		Sep	9363	10500	9000
34		Oct	19861	12700	12000
35		Nov	52813	30000	35000
36		Dec	63353	44000	15000
37		Jan	19179	14000	3000
38		Feb	19115	9000	3000
39		Mar	22179	8125	5000
40		Apr	15133	7250	5000
41		May	10933	8500	8000
42		Jun	12931	8200	15000
43		Jul	30233	19325	20000
44		Aug	36500	40500	15000
45		Sep	19824	25900	4000
46		Oct	8536	12700	4000
47		Nov	13467	8000	7500
48		Dec	21941	19000	12000

**LAMPIRAN A (LANJUTAN)**  
**Data Harga Produsen Cabai Rawit pada Tiga Kabupaten di**  
**Jawa Timur Tahun 2012-2017 (Rp/Kg)**

No	Tahun	Periode	Data Penelitian		
			$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$
49		Jan	13462	18000	5500
50		Feb	18063	14000	11000
51		Mar	19031	21500	18000
52		Apr	16900	13875	6000
53		May	17000	13600	4000
54		Jun	21179	8875	3000
55		Jul	32000	16600	10000
56		Aug	31824	15450	8000
57		Sep	18250	15500	5000
58		Oct	26028	17500	15000
59		Nov	30156	30000	22000
60		Dec	54667	33500	35000
61		Jan	69981	85000	50000
62		Feb	91533	90000	24000
63		Mar	43067	55000	18000
64		Apr	42625	30000	13000
65		May	25188	28000	4500
66		Jun	21278	18000	25000
67		Jul	23747	22000	7500
68		Aug	8250	12000	8000
69		Sep	7088	7000	3500
70		Oct	9588	7000	15000
71		Nov	10912	10500	5000
72		Dec	24438	7000	35000

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

**LAMPIRAN B**  
**Data Harga Konsumen Cabai Rawit pada Tiga Kabupaten di**  
**Jawa Timur Tahun 2012-2017 (Rp/Kg)**

No	Tahun	Periode	Data Penelitian		
			$Y_{4,t}$	$Y_{5,t}$	$Y_{6,t}$
1		Jan	10716	13081	13070
2		Feb	14585	14948	14316
3		Mar	27508	27903	27753
4		Apr	31475	26550	32806
5		May	9992	8484	11952
6		Jun	13130	11858	14517
7		Jul	15129	10403	16140
8		Aug	17242	15065	16548
9		Sep	14392	12667	14197
10		Oct	13968	13774	12962
11		Nov	9408	10300	10097
12		Dec	9460	10427	6892
13		Jan	20323	24097	19930
14		Feb	20125	21982	21839
15		Mar	39185	36339	34091
16		Apr	32358	26950	34445
17		May	15669	13355	17054
18		Jun	24325	22167	25042
19		Jul	58661	55919	63984
20		Aug	38823	42435	53742
21		Sep	25983	29433	25718
22		Oct	28306	35806	30721
23		Nov	16500	16800	13661
24		Dec	22024	24484	18980



**LAMPIRAN B (LANJUTAN)**  
**Data Harga Konsumen Cabai Rawit pada Tiga Kabupaten di**  
**Jawa Timur Tahun 2012-2017 (Rp/Kg)**

No	Tahun	Periode	Data Penelitian		
			$Y_{4,t}$	$Y_{5,t}$	$Y_{6,t}$
25		Jan	24935	29137	26474
26		Feb	42268	43750	40935
27		Mar	58274	58226	59387
28		Apr	41750	44092	48000
29		May	13000	13524	15156
30		Jun	9533	7108	9856
31		Jul	10387	7274	10954
32		Aug	12984	11871	15505
33		Sep	10967	9417	10676
34		Oct	12347	13048	13199
35		Nov	41717	47517	44375
36		Dec	76290	78952	78892
37		Jan	51419	57548	51860
38		Feb	18982	21393	19530
39		Mar	28081	27500	27424
40		Apr	20392	17800	19411
41		May	18306	16032	19317
42		Jun	15925	11542	18278
43		Jul	33581	30952	38806
44		Aug	56435	56274	59194
45		Sep	41950	40067	44622
46		Oct	13065	16137	11683
47		Nov	12350	12908	13378
48		Dec	23290	26081	26081

**LAMPIRAN B (LANJUTAN)**  
**Data Harga Konsumen Cabai Rawit pada Tiga Kabupaten di**  
**Jawa Timur Tahun 2012-2017 (Rp/Kg)**

No	Tahun	Periode	Data Penelitian		
			$Y_{4,t}$	$Y_{5,t}$	$Y_{6,t}$
49		Jan	25411	30403	26086
50		Feb	12842	13560	16397
51		Mar	41589	35452	36022
52		Apr	18068	18300	20839
53		May	16698	18452	20161
54		Jun	15125	12367	18856
55		Jul	33476	25734	38801
56		Aug	38468	33065	40210
57		Sep	23500	17433	28000
58		Oct	26435	24935	26518
59		Nov	40950	45783	45006
60		Dec	49726	49677	48390
61		Jan	90065	94105	87548
62		Feb	119375	137357	121923
63		Mar	92306	113645	111290
64		Apr	46933	53567	58589
65		May	45468	54129	56204
66		Jun	28367	32175	36639
67		Jul	30339	33742	36801
68		Aug	19339	21710	34344
69		Sep	10008	14858	20611
70		Oct	11637	12774	18731
71		Nov	13750	18000	18220
72		Dec	21677	25831	17446

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## LAMPIRAN C

### Hasil Uji ADF Pada Data Harga Produsen dan Harga Konsumen Cabai Rawit di Tiga Kabupaten

Null Hypothesis: Y1T has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.564534	0.0004
Test critical values:	1% level	-3.527045
	5% level	-2.903566
	10% level	-2.589227

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(Y1T)  
Method: Least Squares  
Date: 07/12/18 Time: 06:43  
Sample (adjusted): 2012M03 2017M12  
Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y1T(-1)	-0.457052	0.100131	-4.564534	0.0000
D(Y1T(-1))	0.270466	0.119786	2.257914	0.0272
C	0.087194	0.019139	4.555852	0.0000
R-squared	0.238375	Mean dependent var	-9.65E-05	
Adjusted R-squared	0.215640	S.D. dependent var	0.007151	
S.E. of regression	0.006333	Akaike info criterion	-7.244101	
Sum squared resid	0.002687	Schwarz criterion	-7.147737	
Log likelihood	256.5435	Hannan-Quinn criter.	-7.205824	
F-statistic	10.48489	Durbin-Watson stat	1.909280	
Prob(F-statistic)	0.000109			

### Hasil Uji ADF Harga Produsen Cabai Rawit Blitar

Null Hypothesis: Y2T has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.187960	0.0013	
Test critical values:	1% level	-3.525618		
	5% level	-2.902953		
	10% level	-2.588902		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(Y2T)				
Method: Least Squares				
Date: 07/12/18 Time: 06:44				
Sample (adjusted): 2012M02 2017M12				
Included observations: 71 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y2T(-1)	-0.405343	0.096788	-4.187960	0.0001
C	0.130413	0.031156	4.185837	0.0001
R-squared	0.202672	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.191116	S.D. dependent var		0.009292
S.E. of regression	0.008357	Akaike info criterion		-6.703577
Sum squared resid	0.004819	Schwarz criterion		-6.639840
Log likelihood	239.9770	Hannan-Quinn criter.		-6.678231
F-statistic	17.53901	Durbin-Watson stat		1.938334
Prob(F-statistic)	0.000082			

### Hasil Uji ADF Harga Produsen Cabai Rawit Sampang

## LAMPIRAN C (LANJUTAN)

### Hasil Uji ADF Pada Data Harga Produsen dan Harga Konsumen Cabai Rawit di Tiga Kabupaten

Null Hypothesis: Y3T has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.817127	0.0002	
Test critical values:	1% level	-3.525618		
	5% level	-2.902953		
	10% level	-2.588902		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(Y3T)				
Method: Least Squares				
Date: 07/12/18 Time: 06:45				
Sample (adjusted): 2012M02 2017M12				
Included observations: 71 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y3T(-1)	-0.524993	0.108985	-4.817127	0.0000
C	43.35174	9.004556	4.814423	0.0000
R-squared	0.251665	Mean dependent var		0.573032
Adjusted R-squared	0.240820	S.D. dependent var		14.40231
S.E. of regression	12.54887	Akaike info criterion		7.924903
Sum squared resid	10865.71	Schwarz criterion		7.988640
Log likelihood	-279.3340	Hannan-Quinn criter.		7.950249
F-statistic	23.20471	Durbin-Watson stat		1.809095
Prob(F-statistic)	0.000008			

### Hasil Uji ADF Harga Produsen Cabai Rawit Lumajang

Null Hypothesis: Y4T has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.571197	0.0004
Test critical values:		1% level	-3.527045	
		5% level	-2.903586	
		10% level	-2.589227	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(Y4T)				
Method: Least Squares				
Date: 07/13/18 Time: 00:55				
Sample (adjusted): 2012M03 2017M12				
Included observations: 70 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y4T(-1)	-0.469790	0.102772	-4.571197	0.0000
D(Y4T(-1))	0.229482	0.118197	1.941525	0.0564
C	0.038055	0.008426	4.516213	0.0000
R-squared	0.237734	Mean dependent var		-0.000123
Adjusted R-squared	0.214980	S.D. dependent var		0.010559
S.E. of regression	0.009355	Akaike info criterion		-6.463793
Sum squared resid	0.005864	Schwarz criterion		-6.367429
Log likelihood	229.2328	Hannan-Quinn criter.		-6.425516
F-statistic	10.44793	Durbin-Watson stat		1.961408
Prob(F-statistic)	0.000112			

### Hasil Uji ADF Harga Konsumen Cabai Rawit Blitar

## LAMPIRAN C (LANJUTAN)

### Hasil Uji ADF Pada Data Harga Produsen dan Harga Konsumen Cabai Rawit di Tiga Kabupaten

Null Hypothesis: Y5T has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.217127	0.0012	
Test critical values:	1% level	-3.527045		
	5% level	-2.903566		
	10% level	-2.589227		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(Y5T)				
Method: Least Squares				
Date: 07/13/18 Time: 00:56				
Sample (adjusted): 2012M03 2017M12				
Included observations: 70 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y5T(-1)	-0.415329	0.098486	-4.217127	0.0001
D(Y5T(-1))	0.204353	0.119223	1.714035	0.0911
C	0.652824	0.154749	4.218612	0.0001
R-squared	0.209758	Mean dependent var	0.000292	
Adjusted R-squared	0.186169	S.D. dependent var	0.019768	
S.E. of regression	0.017834	Akaike info criterion	-5.173558	
Sum squared resid	0.021308	Schwarz criterion	-5.077193	
Log likelihood	184.0745	Hannan-Quinn criter.	-5.135281	
F-statistic	8.892085	Durbin-Watson stat	1.982376	
Prob(F-statistic)	0.000376			

### Hasil Uji ADF Harga Konsumen Cabai Rawit Sampang

Null Hypothesis: Y6T has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.437425	0.0006	
Test critical values:	1% level	-3.527045		
	5% level	-2.903566		
	10% level	-2.589227		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values:				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(Y6T)				
Method: Least Squares				
Date: 07/13/18 Time: 00:57				
Sample (adjusted): 2012M03 2017M12				
Included observations: 70 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y6T(-1)	-0.436817	0.098439	-4.437425	0.0000
D(Y6T(-1))	0.242192	0.117675	2.058142	0.0435
C	0.648433	0.146118	4.437732	0.0000
R-squared	0.227753	Mean dependent var	8.90E-05	
Adjusted R-squared	0.204701	S.D. dependent var	0.015194	
S.E. of regression	0.013550	Akaike info criterion	-5.723015	
Sum squared resid	0.012301	Schwarz criterion	-5.626551	
Log likelihood	203.3055	Hannan-Quinn criter.	-5.684738	
F-statistic	9.879894	Durbin-Watson stat	1.930194	
Prob(F-statistic)	0.000174			

### Hasil Uji ADF Harga Konsumen Cabai Rawit Lumajang

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

**LAMPIRAN D**  
**Syntax Program SAS Plot MPACF**

```
data hargaproducten;  
  input y1 y2 y3;  
  datalines;  
0.196179 0.336077 68.791259  
0.193711 0.327033 82.900658  
0.185436 0.316355 86.595132  
0.191010 0.322261 72.542580  
0.200455 0.336911 75.681557  
.  
.  
.  
0.203023 0.326291 80.769707  
0.205538 0.336077 66.594058  
0.200605 0.336077 92.463715  
0.198578 0.328636 72.542580  
0.186959 0.336077 109.476532  
;  
proc varmax data=hargaproducten;  
  model y1 y2 y3/p=1 lagmax=70  
  print=(parcoef);  
run;
```



*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

**LAMPIRAN E**  
**Syntax Program SAS Estimasi Parameter Model VAR**

```
data hargaproducten;  
  input y1 y2 y3;  
  datalines;  
0.196179 0.336077 68.791259  
0.193711 0.327033 82.900658  
0.185436 0.316355 86.595132  
0.191010 0.322261 72.542580  
0.200455 0.336911 75.681557  
.  
.  
.  
0.203023 0.326291 80.769707  
0.205538 0.336077 66.594058  
0.200605 0.336077 92.463715  
0.198578 0.328636 72.542580  
0.186959 0.336077 109.476532  
;  
proc statespace data=hargaproducten;  
  var y1(0) y2(0) y3(0);  
run;  
proc varmax data=hargaproducten;  
  model y1 y2 y3/p=1 lagmax=70;  
  output lead=8;  
run;
```

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

**LAMPIRAN F**  
**Syntax Program SAS Estimasi Parameter Model VAR**  
*Restrict*

```
data hargaproducten;
  input y1 y2 y3;
  datalines;
0.196179 0.336077 68.791259
0.193711 0.327033 82.900658
0.185436 0.316355 86.595132
0.191010 0.322261 72.542580
0.200455 0.336911 75.681557
.
.
.
0.203023 0.326291 80.769707
0.205538 0.336077 66.594058
0.200605 0.336077 92.463715
0.198578 0.328636 72.542580
0.186959 0.336077 109.476532
;
proc statespace data=hargaproducten;
var y1(0) y2(0) y3(0);
run;
proc varmax data=hargaproducten;
model y1 y2 y3/p=1 lagmax=70;
restrict
AR(1,3,1)=0,AR(1,3,2)=0,AR(1,2,2)=0,AR(1,1,2)=0;
output lead=8;
run;
```

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## LAMPIRAN G

### Hasil Estimasi Parameter Model VAR Harga Konsumen Cabai Rawit di Tiga Kabupaten

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob> T	Variable
y1	CONST1	0.02094	0.02460	0.85	0.3978	1
	AR1_1_1	1.02209	0.16770	6.09	0.0001	y1(t-1)
	AR1_1_2	-0.31043	0.11500	-2.70	0.0088	y4(t-1)
y4	CONST2	-0.20791	0.02363	-8.80	0.0001	1
	AR1_2_1	1.66453	0.16106	10.34	0.0001	y1(t-1)
	AR1_2_2	-0.35504	0.11045	-3.21	0.0020	y4(t-1)

### Estimasi Model VAR (1) di Kabupaten Blitar

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob> T	Variable
y1	CONST1	0.07963	0.03616	2.20	0.0317	1
	AR1_1_1	1.00822	0.17619	5.72	0.0001	y1(t-1)
	AR1_1_2	-0.31458	0.12221	-2.58	0.0126	y4(t-1)
	AR10_1_1	-0.37005	0.18050	-2.05	0.0450	y1(t-10)
y4	AR10_1_2	0.17798	0.12444	1.43	0.1581	y4(t-10)
	CONST2	-0.15960	0.03303	-4.83	0.0001	1
	AR1_2_1	1.65126	0.16094	10.26	0.0001	y1(t-1)
	AR1_2_2	-0.35000	0.11164	-3.14	0.0027	y4(t-1)
	AR10_2_1	-0.28256	0.16488	-1.71	0.0920	y1(t-10)
	AR10_2_2	0.09100	0.11367	0.80	0.4267	y4(t-10)

### Estimasi Model VAR (2) subset [1,10] di Kabupaten Blitar

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob> T	Variable
y1	CONST1	-0.04368	0.04033	-1.08	0.2835	1
	AR1_1_1	1.10186	0.17489	6.30	0.0001	y1(t-1)
	AR1_1_2	-0.37088	0.11939	-3.11	0.0030	y4(t-1)
	AR12_1_1	0.44270	0.17368	2.46	0.0169	y1(t-12)
	AR12_1_2	-0.37702	0.12224	-3.08	0.0032	y4(t-12)
y4	CONST2	-0.25137	0.03800	-6.62	0.0001	1
	AR1_2_1	1.73665	0.16479	10.54	0.0001	y1(t-1)
	AR1_2_2	-0.40108	0.11249	-3.57	0.0008	y4(t-1)
	AR12_2_1	0.29467	0.16330	1.74	0.0874	y1(t-12)
	AR12_2_2	-0.28447	0.11517	-2.47	0.0166	y4(t-12)

### Estimasi Model VAR (2) subset [1,12] di Kabupaten Blitar

## LAMPIRAN G (LANJUTAN)

### Hasil Estimasi Parameter Model VAR Harga Konsumen Cabai Rawit di Tiga Kabupaten

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob> T	Variable
y1	CONST1	-0.00050952	0.04609	-0.01	0.9912	1
	AR1_1_1	1.10377	0.17050	6.47	0.0001	y1(t-1)
	AR1_1_2	-0.37203	0.11554	-3.22	0.0022	y4(t-1)
	AR10_1_1	-0.30239	0.16961	-1.78	0.0803	y1(t-10)
	AR10_1_2	0.07390	0.12404	0.60	0.5538	y4(t-10)
	AR12_1_1	0.43686	0.18268	2.72	0.0088	y1(t-12)
y4	AR12_1_2	-0.40279	0.11989	-3.36	0.0014	y4(t-12)
	CONST2	-0.21896	0.04328	-5.06	0.0001	1
	AR1_2_1	1.72721	0.16012	10.79	0.0001	y1(t-1)
	AR1_2_2	-0.39905	0.10851	-3.68	0.0006	y4(t-1)
	AR10_2_1	-0.22899	0.15929	-1.44	0.1564	y1(t-10)
	AR10_2_2	0.00993	0.11649	0.09	0.9324	y4(t-10)
	AR12_2_1	0.37208	0.17156	2.17	0.0346	y1(t-12)
	AR12_2_2	-0.31744	0.11253	-2.82	0.0067	y4(t-12)

Estimasi Model VAR (3) subset [1,10,12] di Kabupaten  
Blitar

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob> T	Variable
y2	CONST1	-0.00170	0.17917	-0.01	0.9924	1
	AR1_1_1	0.71254	0.18495	3.85	0.0003	y2(t-1)
	AR1_1_2	0.05996	0.08007	0.75	0.4565	y5(t-1)
y5	CONST2	1.65070	0.35852	4.60	0.0001	1
	AR1_2_1	-1.23059	0.37008	-3.33	0.0014	y2(t-1)
	AR1_2_2	0.20146	0.16022	1.26	0.2129	y5(t-1)

Estimasi Model VAR (1) di Kabupaten Sampang

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob> T	Variable
y2	CONST1	0.30362	0.28182	1.08	0.2864	1
	AR1_1_1	0.71719	0.20813	3.45	0.0011	y2(t-1)
	AR1_1_2	0.04044	0.09231	0.44	0.6632	y5(t-1)
y5	AR16_1_1	-0.19177	0.20607	-0.93	0.3564	y2(t-16)
	AR16_1_2	-0.13682	0.08862	-1.54	0.1288	y5(t-16)
	CONST2	0.86198	0.52377	1.65	0.1060	1
	AR1_2_1	-1.35357	0.38682	-3.50	0.0010	y2(t-1)
	AR1_2_2	0.17255	0.17156	1.01	0.3193	y5(t-1)
	AR16_2_1	0.59361	0.38298	1.55	0.1273	y2(t-16)
	AR16_2_2	0.43620	0.16471	2.65	0.0107	y5(t-16)

Estimasi Model VAR (2) subset [1,16] di  
Kabupaten Sampang

## LAMPIRAN G (LANJUTAN)

### Hasil Estimasi Parameter Model VAR Harga Konsumen Cabai Rawit di Tiga Kabupaten

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob> T	Variable
y3	CONST1	240.82047	143.29448	1.68	0.0974	1
	AR1_1_1	0.58183	0.13308	4.37	0.0001	y3(t-1)
	AR1_1_2	-138.92714	100.61673	-1.38	0.1719	y6(t-1)
y6	CONST2	0.95662	0.12425	7.70	0.0001	1
	AR1_2_1	0.00076608	0.00011539	6.64	0.0001	y3(t-1)
	AR1_2_2	0.31342	0.08724	3.59	0.0006	y6(t-1)

### Estimasi Model VAR (1) di Kabupaten Lumajang

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob> T	Variable
y3	CONST1	-62.66440	203.10963	-0.31	0.7587	1
	AR1_1_1	0.55531	0.13655	4.07	0.0001	y3(t-1)
	AR1_1_2	-114.24067	104.63277	-1.09	0.2791	y6(t-1)
	ARS_1_1	-0.29641	0.13763	-2.15	0.0352	y3(t-5)
	ARS_1_2	197.60533	101.83151	1.94	0.0569	y6(t-5)
y6	CONST2	0.91180	0.18000	5.07	0.0001	1
	AR1_2_1	0.00072952	0.00012101	6.03	0.0001	y3(t-1)
	AR1_2_2	0.33827	0.09273	3.66	0.0005	y6(t-1)
	ARS_2_1	-0.00000187	0.00012197	-0.02	0.9878	y3(t-5)
	ARS_2_2	0.00656	0.09024	0.07	0.9422	y6(t-5)

### Estimasi Model VAR (2) subset [1,5] di Kabupaten Lumajang



*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## LAMPIRAN H

### Hasil Uji Asumsi Residual Independen

The VARMAX Procedure

Portmanteau Test for Residual  
Cross Correlations

To Lag	Chi- Square	DF	Prob> ChiSq
2	16.25	9	0.0619
3	25.04	18	0.1239
4	28.96	27	0.3627
5	39.62	36	0.3118
6	43.41	45	0.5396
7	47.79	54	0.7113
8	50.07	63	0.5814
9	65.65	72	0.6878
10	73.84	81	0.7010
11	75.44	90	0.8642
12	84.33	99	0.8534
13	89.15	108	0.9065
14	96.21	117	0.9199
15	104.01	126	0.9240
16	114.90	135	0.8941
17	121.26	144	0.9159
18	130.69	153	0.9040
19	141.53	162	0.8753
20	144.58	171	0.9296
21	152.75	180	0.9306
22	157.88	189	0.9519
23	170.36	198	0.9230
24	181.33	207	0.9006
25	186.39	216	0.9283
26	206.50	225	0.8067
27	216.41	234	0.7891
28	228.34	243	0.7417
29	230.48	252	0.8308
30	233.34	261	0.8900
31	242.13	270	0.8877
32	255.15	279	0.8441
33	268.37	288	0.7909
34	274.10	297	0.8257
35	281.65	306	0.8376
36	286.63	315	0.8728
37	295.77	324	0.8679
38	300.86	333	0.8965
39	305.13	342	0.9248
40	312.32	351	0.9321
41	331.22	360	0.8593
42	350.91	369	0.7429
43	358.29	378	0.7597
44	369.98	387	0.7247
45	374.35	396	0.7763
46	387.88	405	0.7213
47	393.27	414	0.7610
48	411.20	423	0.6504
49	420.03	432	0.6511
50	436.59	441	0.5504
51	440.56	450	0.6158
52	452.36	459	0.5786
53	458.05	468	0.6201
54	462.98	477	0.6688
55	474.72	486	0.6343
56	498.59	495	0.4463
57	516.22	504	0.3436
58	524.70	513	0.3507
59	536.33	522	0.3227
60	554.99	531	0.2280
61	568.07	540	0.1949
62	576.21	549	0.2038
63	582.72	558	0.2268
64	589.82	567	0.2456
65	601.17	576	0.2265
66	603.57	585	0.2888
67	612.58	594	0.2902
68	617.25	603	0.3349
69	627.10	612	0.3274
70	631.47	621	0.3767

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
-3.4	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0002
-3.3	0.0005	0.0005	0.0005	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0003
-3.2	0.0007	0.0007	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0005	0.0005	0.0005
-3.1	0.0010	0.0009	0.0009	0.0009	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0007	0.0007
-3.0	0.0013	0.0013	0.0013	0.0012	0.0012	0.0011	0.0011	0.0011	0.0010	0.0010
-2.9	0.0019	0.0018	0.0017	0.0017	0.0016	0.0016	0.0015	0.0015	0.0014	0.0014
-2.8	0.0026	0.0025	0.0024	0.0023	0.0023	0.0022	0.0021	0.0021	0.0020	0.0019
-2.7	0.0035	0.0034	0.0033	0.0032	0.0031	0.0030	0.0029	0.0028	0.0027	0.0026
-2.6	0.0047	0.0045	0.0044	0.0043	0.0042	0.0041	0.0040	0.0039	0.0038	0.0037
-2.5	0.0062	0.0060	0.0059	0.0057	0.0055	0.0054	0.0052	0.0051	0.0049	0.0048
-2.4	0.0082	0.0080	0.0078	0.0075	0.0073	0.0071	0.0069	0.0068	0.0066	0.0065
-2.3	0.0107	0.0104	0.0102	0.0099	0.0096	0.0094	0.0091	0.0089	0.0087	0.0084
-2.2	0.0139	0.0136	0.0132	0.0129	0.0125	0.0122	0.0119	0.0116	0.0113	0.0110
-2.1	0.0179	0.0174	0.0170	0.0166	0.0162	0.0158	0.0154	0.0150	0.0146	0.0143
-2.0	0.0228	0.0222	0.0217	0.0212	0.0207	0.0202	0.0197	0.0192	0.0188	0.0183
-1.9	0.0287	0.0281	0.0274	0.0268	0.0262	0.0256	0.0250	0.0244	0.0239	0.0233
-1.8	0.0359	0.0352	0.0345	0.0338	0.0331	0.0324	0.0317	0.0310	0.0303	0.0294
-1.7	0.0446	0.0436	0.0427	0.0418	0.0409	0.0401	0.0393	0.0384	0.0376	0.0367
-1.6	0.0548	0.0537	0.0526	0.0516	0.0505	0.0495	0.0485	0.0475	0.0465	0.0455
-1.5	0.0668	0.0655	0.0643	0.0630	0.0618	0.0606	0.0594	0.0582	0.0571	0.0559
-1.4	0.0808	0.0793	0.0778	0.0764	0.0749	0.0735	0.0722	0.0708	0.0694	0.0681
-1.3	0.0968	0.0951	0.0934	0.0918	0.0901	0.0885	0.0869	0.0853	0.0838	0.0823
-1.2	0.1151	0.1131	0.1112	0.1093	0.1075	0.1056	0.1038	0.1020	0.1003	0.0985
-1.1	0.1358	0.1336	0.1313	0.1290	0.1266	0.1241	0.1217	0.1191	0.1166	0.1140
-1.0	0.1587	0.1562	0.1539	0.1515	0.1492	0.1469	0.1446	0.1423	0.1400	0.1377
-0.9	0.1841	0.1814	0.1788	0.1762	0.1736	0.1711	0.1685	0.1660	0.1635	0.1611
-0.8	0.2119	0.2090	0.2061	0.2033	0.2005	0.1977	0.1949	0.1922	0.1894	0.1867
-0.7	0.2420	0.2389	0.2358	0.2327	0.2296	0.2266	0.2236	0.2206	0.2177	0.2148
-0.6	0.2743	0.2709	0.2676	0.2643	0.2611	0.2578	0.2546	0.2514	0.2483	0.2451
-0.5	0.3085	0.3050	0.3015	0.2981	0.2946	0.2912	0.2877	0.2843	0.2810	0.2776
-0.4	0.3446	0.3409	0.3372	0.3336	0.3300	0.3264	0.3228	0.3192	0.3156	0.3121
-0.3	0.3827	0.3788	0.3750	0.3713	0.3675	0.3638	0.3599	0.3562	0.3525	0.3487
-0.2	0.4207	0.4168	0.4129	0.4090	0.4052	0.4013	0.3974	0.3935	0.3896	0.3857
-0.1	0.4602	0.4562	0.4522	0.4483	0.4443	0.4404	0.4364	0.4325	0.4286	0.4247
0.0	0.5000	0.4960	0.4920	0.4880	0.4840	0.4801	0.4761	0.4721	0.4681	0.4641
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6369	0.6406	0.6444	0.6481	0.6519
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8889	0.8909	0.8929	0.8948	0.8967	0.8986	0.8999	0.9017
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9278	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9743	0.9748	0.9754	0.9759	0.9764	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9908	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9934	0.9936	0.9938
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9975	0.9976	0.9977	0.9978	0.9979	0.9980	0.9981	0.9982	0.9983	0.9984
2.9	0.9985	0.9986	0.9987	0.9988	0.9989	0.9990	0.9991	0.9992	0.9993	0.9994
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.2	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

**LAMPIRAN J**  
**Tabel Distribusi Chi-Square**  
**TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI CHI-SQUARE**

df	0,1	0,05	0,025	0,001	0,005
1	2,705543	3,841459	5,023886	6,634897	7,879439
2	4,605170	5,991465	7,377759	9,210340	10,596635
3	6,251389	7,814728	9,348404	11,344867	12,838156
4	7,779440	9,487729	11,143287	13,276704	14,860259
5	9,236357	11,070498	12,832502	15,086272	16,749602
6	10,644641	12,591587	14,449375	16,811894	18,547584
7	12,017037	14,067140	16,012764	18,475307	20,277740
8	13,361566	15,507313	17,534546	20,090235	21,954955
9	14,683657	16,918978	19,022768	21,665994	23,589351
10	15,987179	18,307038	20,483177	23,209251	25,188180
11	17,275009	19,675138	21,920049	24,724970	26,756849
12	18,549348	21,026070	23,336664	26,216967	28,299519
13	19,811929	22,362032	24,735605	27,688250	29,819471
14	21,064144	23,684791	26,118948	29,141238	31,319350
15	22,307130	24,995790	27,488393	30,577914	32,801321
16	23,541829	26,296228	28,845351	31,999927	34,267187
17	24,769035	27,587112	30,191009	33,408664	35,718466
18	25,989423	28,869299	31,526378	34,805306	37,156451
19	27,203571	30,143527	32,852327	36,190869	38,582257
20	28,411981	31,410433	34,169607	37,566235	39,996846
21	29,615089	32,670573	35,478876	38,932173	41,401065
22	30,813282	33,924438	36,780712	40,289360	42,795655
23	32,006900	35,172462	38,075627	41,638398	44,181275
24	33,196244	36,415029	39,364077	42,979820	45,558512
25	34,381587	37,652484	40,646469	44,314105	46,927890
26	35,563171	38,885139	41,923170	45,641683	48,289882
27	36,741217	40,113272	43,194511	46,962942	49,644915
28	37,915923	41,337138	44,460792	48,278236	50,993376
29	39,087470	42,556968	45,722286	49,587884	52,335618
30	40,256024	43,772972	46,979242	50,892181	53,671962
31	41,421736	44,985343	48,231890	52,191395	55,002704
32	42,584745	46,194260	49,480438	53,485772	56,328115
33	43,745180	47,399884	50,725080	54,775540	57,648445
34	44,903158	48,602367	51,965995	56,060909	58,963926
35	46,058788	49,801850	53,203349	57,342073	60,274771
36	47,212174	50,998460	54,437294	58,619215	61,581179
37	48,363408	52,192320	55,667973	59,892500	62,883335
38	49,512580	53,383541	56,895521	61,162087	64,181412
39	50,659770	54,572228	58,120060	62,428121	65,475571
40	51,805057	55,758479	59,341707	63,690740	66,765962

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## LAMPIRAN K

### Tabel Distribusi F

Titik Persentase Distribusi F untuk Probabilitas = 0,05

df untuk penyebut (N2)	df untuk pembilang (N1)														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	161	199	216	225	230	234	237	239	241	242	243	244	245	245	246
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40	19.40	19.41	19.42	19.42	19.43
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79	8.76	8.74	8.73	8.71	8.70
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.94	5.91	5.89	5.87	5.86
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74	4.70	4.68	4.66	4.64	4.62
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.03	4.00	3.98	3.96	3.94
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64	3.60	3.57	3.55	3.53	3.51
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35	3.31	3.28	3.26	3.24	3.22
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14	3.10	3.07	3.05	3.03	3.01
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98	2.94	2.91	2.89	2.86	2.85
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.85	2.82	2.79	2.76	2.74	2.72
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75	2.72	2.69	2.66	2.64	2.62
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67	2.63	2.60	2.58	2.55	2.53
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65	2.60	2.57	2.53	2.51	2.48	2.46
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54	2.51	2.48	2.45	2.42	2.40
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49	2.46	2.42	2.40	2.37	2.35
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	2.49	2.45	2.41	2.38	2.35	2.33	2.31
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41	2.37	2.34	2.31	2.29	2.27
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	2.42	2.38	2.34	2.31	2.28	2.26	2.23
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39	2.35	2.31	2.28	2.25	2.22	2.20
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32	2.28	2.25	2.22	2.20	2.18
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.46	2.40	2.34	2.30	2.26	2.23	2.20	2.17	2.15
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.44	2.37	2.32	2.27	2.24	2.20	2.18	2.15	2.13
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30	2.25	2.22	2.18	2.15	2.13	2.11
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	2.28	2.24	2.20	2.16	2.14	2.11	2.09
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22	2.18	2.15	2.12	2.09	2.07
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25	2.20	2.17	2.13	2.10	2.08	2.06
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24	2.19	2.15	2.12	2.09	2.06	2.04
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	2.22	2.18	2.14	2.10	2.08	2.05	2.03
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21	2.16	2.13	2.09	2.06	2.04	2.01
31	4.16	3.30	2.91	2.68	2.52	2.41	2.32	2.25	2.20	2.15	2.11	2.08	2.05	2.03	2.00
32	4.15	3.29	2.90	2.67	2.51	2.40	2.31	2.24	2.19	2.14	2.10	2.07	2.04	2.01	1.99
33	4.14	3.28	2.89	2.66	2.50	2.39	2.30	2.23	2.18	2.13	2.09	2.06	2.03	2.00	1.98
34	4.13	3.28	2.88	2.65	2.49	2.38	2.29	2.23	2.17	2.12	2.08	2.05	2.02	1.99	1.97
35	4.12	3.27	2.87	2.64	2.49	2.37	2.29	2.22	2.16	2.11	2.07	2.04	2.01	1.99	1.96
36	4.11	3.26	2.87	2.63	2.48	2.36	2.28	2.21	2.15	2.11	2.07	2.03	2.00	1.98	1.95
37	4.11	3.25	2.86	2.63	2.47	2.36	2.27	2.20	2.14	2.10	2.06	2.02	2.00	1.97	1.95
38	4.10	3.24	2.85	2.62	2.46	2.35	2.26	2.19	2.14	2.09	2.05	2.02	1.99	1.96	1.94
39	4.09	3.24	2.85	2.61	2.46	2.34	2.26	2.19	2.13	2.08	2.04	2.01	1.98	1.95	1.93
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.18	2.12	2.08	2.04	2.00	1.97	1.95	1.92
41	4.08	3.23	2.83	2.60	2.44	2.33	2.24	2.17	2.12	2.07	2.03	2.00	1.97	1.94	1.92
42	4.07	3.22	2.83	2.59	2.44	2.32	2.24	2.17	2.11	2.06	2.03	1.99	1.96	1.94	1.91
43	4.07	3.21	2.82	2.59	2.43	2.32	2.23	2.16	2.11	2.06	2.02	1.99	1.96	1.93	1.91
44	4.06	3.21	2.82	2.58	2.43	2.31	2.23	2.16	2.10	2.05	2.01	1.98	1.95	1.92	1.90
45	4.06	3.20	2.81	2.58	2.42	2.31	2.22	2.15	2.10	2.05	2.01	1.97	1.94	1.92	1.89



*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## LAMPIRAN L

### Tabel MacKinnon

**Table 10: MacKinnon's Critical Values**  
Response Surface for Critical Values of Co-Integration Tests

n	Model	Point(%)	$\phi_\infty$	SE	$\phi_1$	$\phi_2$
1	No constant, no Trend	1	-2.5658	(0.0023)	-1.960	-10.04
		5	-1.9393	(0.0008)	-0.398	-0.00
		10	-1.6156	(0.0007)	-0.181	-0.00
1	Constant, no trend	1	-3.4336	(0.0024)	-5.999	-29.25
		5	-2.8621	(0.0011)	-2.738	-8.36
		10	-2.5671	(0.0009)	-1.438	-4.48
1	Constant + trend	1	-3.9638	(0.0019)	-8.353	-47.44
		5	-3.4126	(0.0012)	-4.039	-17.83
		10	-3.1279	(0.0009)	-2.418	-7.58
2	Constant, no trend	1	-3.9001	(0.0022)	-10.534	-30.03
		5	-3.3377	(0.0012)	-5.967	-8.98
		10	-3.0462	(0.0009)	-4.069	-5.73
2	Constant + trend	1	-4.3266	(0.0022)	-15.531	-34.03
		5	-3.7809	(0.0013)	-9.421	-15.06
		10	-3.4959	(0.0009)	-7.203	-4.01
3	Constant, no trend	1	-4.2981	(0.0023)	-13.790	-46.37
		5	-3.7429	(0.0012)	-8.352	-13.41
		10	-3.4518	(0.0010)	-6.241	-2.79
3	Constant + trend	1	-4.6676	(0.0022)	-18.492	-49.35
		5	-4.1193	(0.0011)	-12.024	-13.13
		10	-3.8344	(0.0009)	-9.188	-4.85
4	Constant, no trend	1	-4.6493	(0.0023)	-17.188	-59.20
		5	-4.1000	(0.0012)	-10.745	-21.57
		10	-3.8110	(0.0009)	-8.317	-5.19
4	Constant + trend	1	-4.9695	(0.0021)	-22.504	-50.22
		5	-4.4294	(0.0012)	-14.501	-19.54
		10	-4.1474	(0.0010)	-11.165	-9.88
5	Constant, no trend	1	-4.9587	(0.0026)	-22.140	-37.29
		5	-4.4185	(0.0013)	-13.641	-21.16
		10	-4.1327	(0.0009)	-10.638	-5.48
5	Constant + trend	1	-5.2497	(0.0024)	-26.606	-49.56
		5	-4.7154	(0.0013)	-17.432	-16.50
		10	-4.4345	(0.0010)	-13.654	-5.77
6	Constant, no trend	1	-5.2400	(0.0029)	-26.278	-41.65
		5	-4.7048	(0.0018)	-17.120	-11.17
		10	-4.4242	(0.0010)	-13.347	-0.00
6	Constant + trend	1	-5.5127	(0.0033)	-30.735	-52.50
		5	-4.9767	(0.0017)	-20.883	-9.05
		10	-4.6999	(0.0011)	-16.445	-0.00

$$C(p) = \phi_\infty + \phi_1 T^{-1} + \phi_2 T^{-2}$$

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BIODATA PENULIS



Penulis memiliki nama lengkap Dian Nur'Aini dan dilahirkan di Surabaya, 30 Oktober 1995 dari pasangan Rusbiyanto dan Ruswati. Penulis merupakan anak keempat dari lima bersaudara. Penulis bertempat tinggal di Kedungturi Permai N-17 Taman, Sidoarjo. Penulis telah menempuh pendidikan formal mulai dari TK Dharma Wanita Kedungturi, SDN Kedungturi 1, SMPN 2 Taman, dan SMAN 1 Taman. Setelah lulus dari SMA/MA, penulis melanjutkan studinya di S1 Jurusan Matematika FMIPA ITS Surabaya tahun 2014. Selama perkuliahan penulis aktif mengikuti kegiatan organisasi di KM ITS, khususnya di Jurusan Matematika ITS. Penulis pernah menjadi Staff Departemen ASCI (Applied of Science) di HIMATIKA ITS dan sebagai sekretaris Tim Big Event di Lembaga Dakwah Jurusan Matematika ITS (Ibnu Muqlah). Pada tahun 2017 penulis melakukan kerja praktek di Badan Pusat Statistik (BPS) Jawa Timur. Segala saran dan kritik yang membangun untuk Tugas Akhir ini serta bagi yang ingin berdiskusi lebih lanjut dengan penulis dapat menghubungi via email dengan alamat [diannurainiisstudent@gmail.com](mailto:diannurainiisstudent@gmail.com).